

**Nr. 162****Arbetslöshetsförsäkringen och arbetslösheten -
En reanalys av IFAUs studie*****av****Sten Johansson och Jan Selén****Abstract**

Att ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen kan ha viss effekt på arbetslösheten är knappast ifrågasatt. Diskussionen i forskningen gäller mest hur stor den effekten kan tänkas vara i praktiken. Det statliga Institutet för Arbetsmarknadspolitik Utvärdering (IFAU) publicerade i december 1999 en rapport enligt vilken sänkningen 1996 av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen ledde till en 10-procentig höjning av övergångarna till arbete. Detta implicerar en elasticitet så hög som 1,6. Tidigare studier har funnit elasticiteter mellan 0,2 och 0,9. Eftersom IFAUs resultat har både utomvetenskapliga och inomvetenskapliga implikationer av stor vikt har vi reanalyserat undersökningen.

I vår reanalys finner vi att signifikanstest och ett stort bortfall av individer i kontrollgruppen leder till osäkerhet om de sambandens generaliserbarhet. Vi visar att experimentgrupp och kontrollgrupp står inför olika arbetsmarknader genom de stora och i vissa avseenden kategoriska skillnaderna i gruppernas sammansättning. Vi visar att de också beter sig olika när de blir arbetslösa. Vidare gäller inte en linjär monoton dos/effekt-relation för det samband som forskarna funnit för reform-effektvariabeln och "effekten" vid samma "dos" varierar kraftigt mellan olika grupper. Den anticipationseffekt som forskarna funnit innebär att "reformeffekten" är en form av skensamband. Vi har till slut också kunnat visa hur ett skensamband uppkommer genom att måltillståndet "*i arbete*" visar sig vara överraskande heterogent.

Nyckelord: Arbetslöshetsförsäkring; hasardregression; reformeffekt**JEL klassificering:** J64; J65

13 december, 2000

* FIEF-seminariet den 1/11 2000 gav viktiga idéer för denna senare version av uppsatsen. Även diskussioner under hand med Mahmood Arai och Johnny Zetterberg har lett till klarlägganden på viktiga punkter.

Innehåll

Introduktion	3
Kritisk granskning som del i forskningsprocessen.....	4
Uppsatsens uppläggning	6
IFAU-studiens ansats	8
Experimentgrupp och kontrollgrupp	9
Resultaten i de fyra modellerna	12
1. Huvudresultatets generaliserbarhet.....	13
2. Efterperiodens representativitet.....	14
3. T1-gruppens kvarstående avvikelser.....	14
4. Det lokala arbetsmarknadslägets ringa effekt	15
5. Den anticipatoriska effekten	16
6. Replikerar resultaten?	17
Datagenomgång i tabeller och diagram.....	20
De tre övergångskategorierna.....	20
Hasarderna efter arbetslöshetens varaktighet.....	23
Övergångar före och efter sänkningen.....	25
Skillnaden i förändring i arbetslöshetens varaktighet	27
Utestående frågor i regressionsanalysen.....	30
1. Koefficienten för reformtidpunkten.....	30
2. Undersökningsdesign för före- och efterperioden.....	32
3. Koefficienten för T1-gruppen.....	33
4. Bättre specifikation av arbetsmarknadsläget.....	34
5. Modell med uppdelning av reformeffekten	37
6. Modellen separat för män och kvinnor	38
7. Den anticipatoriska effekten	39
Diskussion.....	43
Referenser	45
Appendix 1: IFAUs pressmeddelande	46

Introduktion

Ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen sänktes från 80 till 75 procent den 1 januari 1996. Det statliga Institutet för Arbetsmarknadspolitisk Utvärdering (IFAU) presenterade i slutet av förra året en rapport¹ av Kenneth Carling, Bertil Holmlund och Altin Vejsiu som väckte stor uppmärksamhet i media. Deras beräkningar leder dem till slutsatsen att sänkningen framkallade en 10-procentig höjning av övergångarna till arbete och därmed till en motsvarande förkortning av arbetslöshetstiden bland arbetslösa med reguljär arbetslöshetsförsäkring.

Det är således fråga om en mycket stor beteendeeffekt av en ganska liten sänkning av ersättningsnivån. I kronor räknat var sänkningen av dagpenningbeloppet som högst 36 kronor – från 564 till 528 kr för den som 1995 hade en månadslön på 15 500 kronor. Efter skatt reduceras sänkningen till 24 kr. En lägre avlönad med 10 000 i månadslön fick sin ersättning före skatt sänkt med 23 kronor från 364 till 341 kronor per dag.

Undersökningens teoriram är den internationellt etablerade sökteorin inom labor economics. Inom den ramen är IFAU-forskarnas tolkning att sänkningen av dagpenningen med mellan 15 och 24 kronor efter skatt har fått de arbetslösa att intensifiera sina sökaktiviteter. Alternativt eller i tillägg därtill har de sänkt sina reservationslöner så att sannolikheten att hamna i jobb ökat med tio procent. Ur teorin härleder de också en hypotes som de verifierar med data, nämligen att de arbetslösa i sitt beteende anticiperar sänkningen av dagpenningen flera månader innan förändringen trätt i kraft.

Omräknad till elasticiteter innebär resultatet att varje procents sänkning av ersättningsnivån i arbetslöshetsförsäkringen minskar arbetslöshetstiden med 1,6 procent. Detta är en hög elasticitet jämfört med vad tidigare svenska och internationella undersökningar givit. I standardverket av Layard, Nickell & Jackman (1991) anges resultaten från tidigare undersökningar ligga i intervallet 0,2-0,9. Harkman (1997) fick en motsvarande elasticitet på 0,6 när han undersökte den sänkning av ersättningsgraden från 90 till 80 procent som trädde i kraft den 1 juli 1993. Trots att hans elasticitet låg inom det intervall som tidigare undersökningar etablerat anförde han reservationer mot sitt resultat som han ansåg vara överraskande högt.

¹ *Do benefit cuts boost job findings? Swedish evidence from the 1990s*. Working paper 1999:8. IFAU, Uppsala 1999.

De tre IFAU-forskarna anför inte några liknande reservationer. Pressmeddelandet från IFAU tolkar resultaten i effekttermer utan reservationer. Implikationen i pressmeddelandet av att effekten är så stor är närmast att effekten är säkerställd (se appendix 1). Att en minskning av den disponibla månadsinkomsten med 300-500 kr kan orsaka en beteendeförändring är fullt tänkbart hos individer och hushåll i en redan pressad ekonomisk situation. Men så stora beteendeförändringar väcker frågor om styrkan i bevisföringen. Fanns verkligen så stort utrymme för ökad övergång till arbete i massarbetslöshetens Sverige?

Kritisk granskning som del i forskningsprocessen

Det finns flera skäl att genomföra en reanalys av en forskningsrapport som redovisar ett så uppmärksammat och potentiellt viktigt resultat. Om arbetslösas beteende är så känsligt för ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen har resultatet samhällsekonomiskt viktiga implikationer. Kostnadsminskningen för kontantstödet vid arbetslöshet beräknades av Regeringen till 2,5 miljarder.² Det motsvarar emellertid endast nedsättningen av ersättningsgraden, vilket knappast är den viktigaste faktorn. Bland annat tillkommer ju en dubbelt så stor kostnadsminskning för arbetslöshetsförsäkringen om arbetslöshetstiderna minskar enligt undersökningen. Också andra arbetslöshetsrelaterade offentliga utgifter torde minska. Vidare ökar produktionen och skatteintäkterna i den mån minskningen av arbetslöshetstiderna innebär att fler kommer i arbete.³ Förkortade arbetslöshetstider för arbetslöshetsförsäkrade arbetslösa torde dock resultera i viss utträngning av andra arbetslösa. Ändå skulle den samhällsekonomiska vinsten av sänkt ersättningsgrad bli betydande, *nota bene* om beteendeeffekten av sänkt ersättningsgrad är i enlighet med IFAU-undersökningen.

Ett andra utomvetenskapligt skäl är att ett forskningsresultat av denna innebörd, som fått stort genomslag i media, påverkar synen på arbetslöshet och arbetslösa på ett politiskt och socialpsykologiskt plan. Implikationen av resultatet är att arbetslöshet till viss del orsakas av de arbetslösa. De söker inte arbete tillräckligt intensivt och de låter bli att ta erbjudna arbeten därför att lönen på någon procentenhet när inte passar. Denna implikation får extra tyngd av ett annat resultat i rapporten. Beräkningar i rapporten tyder på att förändringarna i det lokala arbetsmarknadsläget har långt

² Se *Proposition 1994/95:150, bilaga 10*, s.4. Siffran inkluderar dock även sänkningen av dagpenningen i det s k kontantstödet vid arbetslöshet, KSA.

³ En formel för beräkningar av budgetsaldoeffekten av förändringar i antalet arbetslösa ges i Johansson m fl. (1999)

mindre effekt på övergångssannolikheten från arbetslöshet till arbete än sänkningen av arbetslöshetsersättningen.

Ett forskningsresultat blir naturligtvis varken mera sant eller mera falskt på grund av dess förmodade effekter. Däremot blir det extra viktigt att resultatet granskas om dess implikationer för samhällsekonomin och för samhällsklimatet förefaller stora. Det finns dessutom starka inomvetenskapliga skäl för en granskning.

Ett sådant skäl till granskning hänger samman med att det är en vetenskapligt intressant rapport. Effektivare än någon tidigare studie synes den bekräfta den allra enklaste varianten av etablerad sökteori. Den arbetslöses sökbeteende antas i denna variant styras av strävan att maximera nuvärdet av den egna livsinkomsten. Chansen att hamna i jobb bestäms av den arbetssökandes sökintensitet och dennes reservationslön, dvs vilken lägsta nivå på lön, andra anställningsvillkor, arbetstider, pendling m m som han/hon kan acceptera för att ta ett tillgängligt jobb.

Att den svenska arbetsmarknaden under hela den aktuella arbetslöshetsperioden präglas av extremt låg arbetskraftsefterfrågan ägnas ingen egentlig uppmärksamhet i modellen. Uppsättningen variabler i modellen innebär egentligen bara att man kan etablera ett tidsmässigt samband mellan reformtidpunkten och övergångsfrekvensen. De tänkta mekanismerna i sökteorin – ökad sökintensitet respektive sänkt reservationslön – ingår inte i modellen. Om resultaten i denna studie, byggd som den är på en ytterst förenklad modell, visar sig hålla för en ingående kritisk granskning finns skäl att omvärdera tidigare studier med elasticiteter varierande mellan 0,2 och 0,9.

IFAU-studien liksom den tidigare studien av Harkman bygger på internationellt unik tillgång till relevanta data från administrativa register. Man kan i båda fallen följa stora urval av arbetslösa över tid vilket möjliggör före/efter mätning och en kvasiexperimentell ansats med experimentgrupp och kontrollgrupp. Dessutom har forskarlaget på ett intressant sätt tillämpat en kraftfull statistisk teknik, så kallad hasardregression, som under 90-talet blivit ganska vanlig i svensk arbetsmarknadsforskning. Denna teknik kan komma att få vidsträckt tillämpning i utvärderingsstudier och då inte bara i arbetsmarknadsforskningen. Det är därför viktigt att belysa och diskutera risker och fallgropar i en tillämpning som denna, gjord som den är av kompetenta forskare på ett viktigt och intressant område.

Den största risken när forskare har tillgång till en kraftfull statistisk teknik för kausal analys, ett stort och relevant empiriskt material och dessutom stark tilltro till en omhuldad teori är att teoristyrningen leder till ”opportunistisk” empiri. Den kritiska prövningen tenderar att avstanna när man får ett statistiskt utfall som stämmer med, som man tycker, självklar teori. Och

sådana resultat blir inte hårdhänt prövade av andra forskare, också därför att den arbetsinsats som krävs lätt närmar sig den för originalstudien.

Forskarsamhället fungerar väl om det ständigt pågår en kritisk utvärdering av forskningsresultat. Tyvärr genomförs djupgående reanalyser och replikationer av viktig forskning mera sällan i samhällsvetenskaperna än vad som vore önskvärt trots att data numera nästan alltid görs tillgängliga i samband med publicering. Att en forskningsrapport eller ett forskningsresultat uppmärksammas genom en kritisk granskning bör därför ses som ett normalt led i vetenskaplig verksamhet.

Uppsatsens uppläggning

Vår uppsats är upplagd så att vi först redovisar IFAUstudiens ansats med experimentgrupp och kontrollgrupp samt deras resultat i de fyra modeller som redovisas i rapporten. Vi noterar att koefficienten för effektvariabeln bara med nöd och näppe är statistiskt säkerställd och att osäkerheten ökar när man beaktar att 2 996 personer utesluts ur undersökningsgruppen, vilka tekniskt sett måste betraktas som bortfall.

Det huvudproblem IFAU-forskarna har att bemästra är de stora skillnaderna mellan de två experimentgrupperna och kontrollgruppen i demografisk, social och socioekonomisk sammansättning. Också när man i beräkningsmodellen konstanthåller för en mängd faktorer kvarstår en statistiskt signifikant skillnad i övergång från arbetslöshet till arbete mellan experimentgrupp och kontrollgrupp. Det finns alltså en kvarstående oförklarad skillnad mellan grupperna, som kan gälla arbetsmarknadssituation eller beteende, vilket gör den experimentliknande ansatsen mycket sårbar.

Vi noterar att det lokala arbetsmarknadsläget har ringa samband med övergångssannolikheten till arbete i forskarnas modeller. Elasticiteten för andelen arbetslösa i kommunen som mått på det lokala arbetsmarknadsläget är så låg som 0,07 jämfört med 1,6 för sänkningen av ersättningsgraden. Detta tyder på att variabeln inte är relevant specificerad och att hela modellen därmed kan vara bristfälligt specificerad. Våra försök med alternativa specifikationer av det lokala arbetsmarknadsläget har heller inte givit det förväntade utfallet.

Med tillgång till undersökningens primärmaterial granskar vi först hur forskarna avgränsat *arbetslöshet* bland sökandekategorierna och därefter hur övergångskategorierna operationaliserats samt hur de tre hasarderna utvecklas efter arbetslöshetens varaktighet. Därvid finner vi tydliga indikationer på att de som utsattes för hela sänkningen befinner sig i en annan arbetsmarknadssituation och också beter sig annorlunda än kontrollgruppen som inte berördes av sänkningen.

Vi visar därefter hur övergången till arbete utvecklas före respektive efter reformtidpunkten liksom hur arbetslöshetens varaktighet utvecklas. Vi pekar därvid på ett antal paradoxer som inte har några enkla förklaringar. Viktigast är att dos/effekt sambandet inte är linjärt monotont. Mindre sänkning av ersättningsgraden än fem procentenheter ger ingen effekt eller möjligen motsatt effekt på övergångarna till arbete.

Vi belyser sedan med olika modeller några av de frågor som aktualiserats i genomgången; varför efterperioden har så mycket lägre övergångssannolikheter, den oförklarade skillnaden mellan T1-gruppen och kontrollgruppen, hur alternativa specifikationer av det lokala arbetsmarknadsläget verkar, effekten av skillnaden i samplingdesign mellan före- och efterperioden, uppdelning av effektvariabeln i två separata effekter för den lilla respektive den stora experimentgruppen, estimering av modellen separat för män och kvinnor och, till sist, den förbryllande anticipatoriska effekten. Med denna synnerligen utförliga genomgång hoppas vi belysa den intrikata komplexitet som den till synes enkla frågeställningen och IFAU-forskarnas slutsatser aktualiserar.

Uppsatsen avslutas med en sammanfattande diskussion

IFAU-studiens ansats

IFAU-forskarna liksom Harkman i den tidigare studien beräknar ”effekten” av sänkningen genom att tillämpa en experimentliknande ansats med experimentgrupp och kontrollgrupp, dvs berörda och icke-berörda av sänkningen. Man kan tänka sig ansatsen som en jämförelse i två steg. Först jämförs övergångsfrekvensen från arbetslöshet till arbete *före* sänkningen av ersättningsnivån med övergångsfrekvensen *efter* sänkningen i experimentgrupp respektive kontrollgrupp. Förändringen i övergångsfrekvensen bland dem som berördes av sänkningen (”experimentgruppen”) jämförs sedan med motsvarande förändring bland dem som inte berördes av sänkningen (”kontrollgruppen”). Att närma sig effekten av ersättningsnivåsänkningen som *skillnaden mellan förändringarna* är ett kreativt sätt att utnyttja de möjligheter som det tillgängliga registermaterialet ger.

Denna uppläggning där man mäter ”skillnaden mellan förändringarna” närmar sig en experimentell ansats men är dock endast kvasiexperimentell. Ansatsen är vanlig inom utvärderingsforskningen men tillåter egentligen *inte* kausala slutsatser⁴. Uppläggningsen innebär att man får fram ”effekten” av sänkningen av ersättningsgraden rensad från andra faktorer som påverkar experimentgrupp och kontrollgrupp *på samma sätt*. Däremot kontrolleras med denna undersökningsdesign inte för situationsfaktorer som påverkar experimentgrupp och kontrollgrupp *på olika sätt* eller att experimentgrupp och kontrollgrupp beter sig olika inför samma faktor.

Sådana skillnader i situation och beteenden kan uppkomma om experimentgrupp och kontrollgrupp är olika i något viktigt avseende utöver att de påverkas olika av sänkningen av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen. I ett ”äkta” experiment fördelas undersökningsgruppen på experiment- och kontrollgrupp slumpmässigt så att inga sådana skillnader uppstår. I detta fall är man hänvisad till att med statistiska analystekniker söka neutralisera sådana andra skillnader mellan experimentgrupp och kontrollgrupp i efterhand.

I IFAU-studien tillämpar man så kallad hasardregression. Den utmärks av att man som analysenhet har olika långa episoder utifrån händelser som kan placeras i en tidsföljd, vilket (till synes) ger starkt stöd åt kausala tolkningar. En ”episod” inleds med att individen registreras som arbetslös och avslutas med att individen övergår från arbetslöshet till någon annan arbetsmarknadsstatus. Varje individ i undersökningen ingår i analysen med

⁴ ”Causality can never be proved in non-experimental data.” Se Angrist & Kruegers (1999) uppsats om ”Empirical Strategies in Labour Economics” i *Handbook of Labour Economics*, särskilt avsnittet om ”DD-strategy”.

endast en episod. "Hasarden" beräknas som andelen som övergår till arbete av alla som varit arbetslösa olika lång tid.

I IFAU-studien intresserar man sig främst för övergångar till reguljärt arbete. Dock redovisas också övergång till arbetsmarknadspolitisk åtgärd respektive till att man lämnat arbetskraften för studier eller annan sysselsättning som inte har förvärvskaraktär. I regressionsanalysen kan man som oberoende variabler ha både tidsvarierande och tidsberoende variabler i modellen. Det blir alltså möjligt att relatera sannolikheten för övergång till arbete ("hasarden") till den kalendertidsbestämda sänkningen av ersättningsgraden den 1 januari 1996. Samtidigt kan man kontrollera för den över tiden varierande lokala arbetslösheten och för individkaraktäristika som kön, ålder, civilstånd, utbildning etc.

Den statistiska metoden gör det således möjligt att neutralisera olikheter i sammansättningen mellan experimentgrupp och kontrollgrupp som kan påverka sannolikheten för övergång till arbete. Frågan är bara om IFAU forskarna lyckats identifiera och mäta dessa andra faktorer i sina modeller. Det behövs bara att de missat en sådan faktor för att slutsatsen om effekt från ett tidsmässigt samband skall kunna bli t o m *helt* fel.

Proceduren där man mäter effekten av en åtgärd som vidtas vid en viss tidpunkt som "*skillnaden i förändring*" beskrivs formaliserat i ekvation (1) i rapporten

$$H(t)=h_0(t)\exp(m(x,z(t);\mathbf{W}) + \mathbf{d} \cdot D_t^{96} + \mathbf{g} \cdot D^T + \mathbf{l} \cdot D^T \cdot D_t^{96})$$

Baseline hasarden $h_0(t)$ antas vara identisk för experimentgrupp och kontrollgrupp. x är de vanliga bakgrundsvariablerna som kön, ålder, civilstånd, utbildning etc och $z(t)$ tidsvarierande variabler som arbetslösheten lokalt under undersökningsperioden vilka länkas till hasarden genom $m(\cdot)$. Ω är en vektor av parametrar som motsvarar variablerna. D_t^{96} är en dummy där 0 = före 1 januari 1996 och 1 = efter den 31 december 1995. D^T är en dummy för experimentgruppen. Effekten av förändringen i arbetslöshetsförsäkringen framkommer i λ , koefficienten för interaktionen mellan D^T och D_t^{96} .

Experimentgrupp och kontrollgrupp

Undersökningsgruppen för IFAU-studien samplades ur inflödet av nyblivna arbetslösa enligt AMS register från den 1/7 1994 till den 30/6 1996. Undersökningsperioden fortsätter dock med uppföljning ytterligare ett år till den 30 juni 1997. Alla i samplet skulle vara berättigade till ersättning från arbetslöshetsförsäkringen och vara under 55 år.

Inom undersökningsgruppen skiljer sig kontrollgruppen (C) från experimentgrupperna (T1 och T2) genom att kontrollgruppens ersättningsgrundande månadslön ligger ovanför "taket" i arbetslöshetsförsäkringen. De fortsatte att ha den högsta dagpenningen (564 kr) också efter den 1 januari 1996 och berördes alltså inte av sänkningen av ersättningsgraden. T1-gruppen fick dagpenningen sänkt fullt ut med mellan 23 och 36 kronor före skatt när ersättningsgraden sänktes från 80 till 75 procent.

T2-gruppen låg strax över taket före reformen med månadslöner över 15 510 kronor och upp till 16 544 vilket blir den nya gränsen. "Taket" för högsta månadslön berättigad till full ersättning försköts ju uppåt när ersättningsgraden sänktes till 75 procent medan högsta dagpenningbeloppet fortsatte att vara 564 kronor. Före reformen låg T2-gruppens ersättningsgrad mellan 75,1 och 79,9 procent av tidigare lön. Efter sänkningen hamnade ersättningsgraden för alla i T2-gruppen på 75,0 procent men sänkningen var alltså i varierande grad mindre än fem procentenheter. I genomsnitt skall den vara ungefär hälften så stor som T1-gruppens, dvs. 2,5 procentenheter.

Eftersom kontrollgruppen skiljer sig från experimentgrupperna i månadslön och ersättningsgrad skiljer de sig sannolikt från varandra också i många andra avseenden. Det visar sig också vara fallet och häri ligger det stora problem som undersökarna måste bemästra i utformningen av beräkningsmodellerna. Enligt rapporten (*Table 1*, s. 9) består experimentgruppen (T1) till 66 procent av kvinnor, mestadels yngre. 64 procent i gruppen har barn under 16 år. Den genomsnittliga lönen låg strax över 12 000 per månad. 15 500 är den högsta månadslön någon kan ha och tillhöra gruppen.

Tabell 1. Experimentgruppernas och kontrollgruppens sammansättning

Karaktäristika	Experiment-grupp T1	Experiment-grupp T2	Kontroll-gruppen
Genomsnittsålder	32,4	36,1	37,5
Andel kvinnor	66,4	26,8	16,5
Barn under 15 år	63,6	52,1	52,0
Genomsnittslön/mån	12 324	16 045	18 799
Antal i urvalet	13 330	1 396	3 703

Kontrollgruppen däremot består till 83 procent av män, i genomsnitt fem år äldre än T1-gruppen. 52 procent i gruppen har barn under 15 år. Den lägsta månadslön, som någon i gruppen kan ha, är 16 545 kr. Och den genomsnittliga månadslönen är nära 19 000 kr.

Den lilla T2-gruppen är i alla avseenden mera lik kontrollgruppen än den stora experimentgruppen T1. T2-gruppens genomsnittliga månadslön är 16 045 kr och ligger alltså mitt i intervallet 15 510 – 16 544 kr.

Den bild som framträder ur *tabell 1* är att experimentgruppen (T1) till övervägande del består av yngre kvinnor som friställts från den offentliga sektorn. Kontrollgruppen, däremot, består av äldre högre avlönade män ur den privata sektorn. Skillnaden i genomsnittlig månadslön är ca 6 500 kr och det finns ingen som helst överlappning mellan grupperna över skiktet 15 500-16 500. Denna skillnad i ersättningsberättigad lön mellan experimentgruppen (T1) och kontrollgruppen kan man inte utjämna för med den statistiska teknik som forskarna använt.

Vi har därför ställt frågan om antagandet om identiska baseline hasarder $h_0(t)$ för experimentgrupp och kontrollgrupp kan vara uppfyllt. Moreaus (1985) test för Cox-modellen som antas gälla också för vår exponentiella modell tyder på att modellen kan antas uppfylla proportionalitetsantagandet. Grafiska kontroller av generaliserade residualer (Cox och Snell 1968) för de olika (experiment)grupperna och med den bitvis exponentiella modellen uppvisar någorlunda rimliga mönster. Vi har därför fortsättningsvis utgått från att antagandet om identiska baseline hasarder är uppfyllt.

Resultaten i de fyra modellerna

I IFAU-rapporten redovisas resultaten av skattningarna i fyra modeller. Effektvariabeln $DPOL$ definieras enligt ekvation (3) i rapporten som sammansatt av två interaktioner mellan en dummy för reformtidpunkten (D^{96}) och dummin för experimentgrupp T1 som fick hela sänkningen respektive med dummin för experimentgrupp T2 som fick varierande men i genomsnitt halva sänkningen.

$$(3) \quad DPOL_t = D^{T1} \cdot D^{96} + \{(R - 0,75)/0,05\} \cdot D^{T2} \cdot D_t^{96}$$

Uttrycket $D^{T1} \cdot D^{96}$ innebär att de som tillhör T1-gruppen får värdet =1 för episoder som slutar i efterperioden och i annat fall =0. T2-gruppen får värdet för efterperioden över 0 men lägre än 1 beroende på vilken ersättningsgrad R mellan 0,75 och 0,80 de hade innan sänkningen.

Tabell 2. IFAU-forskarnas estimat i de fyra modeller som redovisas i rapporten, asymptotiska standardfel inom parentes.

Be-teck-ning	Variabelns innebörd	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
D^{96}	Före / efter sänkningen	-.214 (.046)	-.178 (.047)	-.179 (.048)	-.181 (.048)
D^{T1}	Tillhör T1-gruppen	-.330 (.028)	-.325 (.028)	-.152 (.031)	-.126 (.041)
D^{T2}	Tillhör T2-gruppen	-.003 (.040)	-.004 (.040)	-.004 (.040)	+.006 (.041)
DPOL	Ökningen av övergångarna till arbete i T1- och T2-grupperna.	+.095 (.056)	+.095 (.057)	+.117 (.057)	+.116 (.057)
	Kontroll för det lokala arbetsmarknadsläget	Nej	-.779 (.397)	-.694 (.399)	-.684 (.399)
	Kontroll för region	Nej	Ja	Ja	Ja
	Kontroll för inflödeskvartal	Nej	Ja	Ja	Ja
	Kontroll för demografiska & sociala egenskaper	Nej	Nej	Ja	Ja
	Kontroll för lön, kapitalinkomst & makeinkomst	Nej	Nej	Nej	Ja

Tabell 2 kan läsas på följande sätt: Koefficienten -.214 för D^{96} i modell (1) innebär att övergångarna till arbete är nära 21 procent färre i efterperioden än i föreperioden. Motsvarande koefficient för D^{T1} -.330 innebär att övergångarna för dem som tillhör experimentgrupp T1 är nära 33 procent färre

än i kontrollgruppen. Koefficienterna på +.095 till +.116 i de fyra modellerna för *DPOL* innebär i IFAU-forskarnas tolkning att övergångarna till arbete ökar med ca 10 procent i experimentgrupperna i jämförelse med kontrollgruppen. Detta sker efter den 1 januari 1996 när sänkningen av arbetslöshetsförsäkringen trädde i kraft. Om man dividerar koefficienten med standardfelet inom parentes och kvoten är större än 1,96 är koefficienten statistiskt säkerställd på 95 procents sannolikhetsnivå.

I det följande utvecklar vi sex frågeställningar som vi arbetat med i re-analysen.

1. Huvudresultatets generaliserbarhet

Man kan först notera i *tabell 2* att effektvariabeln (*DPOL*) inte får en statistiskt säkerställd koefficient (=skild från noll) enligt konventionella kriterier i de två första modellerna. Det är först när man i modell (3) och (4) konstanthåller ett antal demografiska och sociala variabler som man får indikation på statistisk signifikans för effektvariabeln.

I anslutning därtill kan man fråga vilken betydelse det har att IFAU-forskarna utesluter 2.996 personer ur undersökningspopulationen (sid 30). Uteslutningen påverkar troligen kontrollgruppens sammansättning mest. Uteslutningen görs nämligen därför att dessa personer till synes fått högre dagessättning än 564 kr enligt forskarnas beräkning på basis av tillgängliga registeruppgifter. I praktiken måste dessa betraktas som bortfall på grund av datafel på den strategiska klassificeringsvariabeln med risk för bias vilket ökar osäkerheten om resultatens generaliserbarhet.

Sammantaget innebär detta att IFAU-forskarna inte visat och inte kan visa att sambandet finns bland alla med arbetslöshetsersättning under undersökningsperioden, dvs att deras resultat är generaliserbart till någon större population än den undersökningsgrupp de själva avgränsat. Vid en utvärdering skulle man alltså kunna stanna redan här med konstaterandet att det på rent statistiska grunder är tveksamt om man kan dra några säkra slutsatser om det statistiska sambandet mellan övergångssannolikheten till arbete och sänkningen av ersättningsgraden.

Även om IFAU-forskarnas huvudresultat formellt inte är statistiskt generaliserbart framstår det som intressant eftersom det är så starkt grundat i aktuell ekonomisk teori. Deras uppsats har passerat sedvanlig seminariebehandling vid IFAU och Institutet för internationell ekonomi samt efter referee-granskning accepterats för publicering i en ansedd internationell vetenskaplig tidskrift.

2. Efterperiodens representativitet

I resultatredovisningen i *tabell 2* ser vi vidare att koefficienten för reformtidpunkten D^{96} är negativ och statistiskt säkerställd i samtliga fyra modeller. Innebörden är att övergångarna till arbete är mycket lägre efter 1995-12-31 än före 1996-01-01. Detta speglar inte arbetslöshetsutvecklingen i verkligheten. Arbetslöshet och arbetslöshetstider i hela befolkningen var ganska oförändrad under hela undersökningsperioden för män och ökade modest med 0,7 procentenhet för kvinnor.

Man kan därför fråga sig vilken betydelse det har för undersökningens resultat att "föreperioden" och "efterperioden" är samplade på olika sätt ur inflödet av nya arbetslösa. Under hela "föreperioden" (1994/07/01 – 1995/12/31) tillkommer nyblivna arbetslösa till undersökningsgruppen, vilka initialt har kort arbetslöshetstid. Inga nyblivna arbetslösa tillkom efter 1996/06/30 fastän undersökningsperioden fortsatte ytterligare ett år. Den genomsnittliga arbetslöshetstiden ökar därför snabbt i undersökningsgruppen under "efterperioden" (1996/01/01 – 1997/06/30). Den höga koefficienten för D^{96} avspeglar således inte förändringen i arbetslöshetsnivå eller arbetslöshetstidens längd i samhället vid denna tidpunkt. Den finns enbart i den av IFAU-forskarna avgränsade undersökningsgruppen. Det ges inte någon förklaring i rapporten till skillnaden i samplingförfarande mellan "föreperioden" och "efterperioden".

Vi skall alltså inte vänta oss att sannolikheten för övergång till arbete ökar i experimentgrupperna jämfört med kontrollgruppen från och med den 1 januari 1996 till följd av sänkningen av arbetslöshetsersättningen. Uttolkningen av koefficienten för $DPOL$ är att arbetslöshetstiden förlängs *mindre* i experimentgruppen än i kontrollgruppen. Detta skulle vara själva effekten av sänkningen av arbetslöshetsersättningen enligt IFAU-forskarnas studie. Självklart kan reformeffekten ta sig detta uttryck. Tolkningen av $DPOL$ blir dock mindre självklar om de minskade övergångarna till arbete inte är representativ för arbetslöshetsutvecklingen under undersökningsperioden – om de minskade övergångarna bara är en följd av samplingförfarandet.

3. T1-gruppens kvarstående avvikelser

De som tillhör experimentgruppen T1, dvs de som utsattes för hela den 5-procentiga sänkningen, har mycket lägre övergång till arbete än kontrollgruppen medan experimentgrupp T2 som i genomsnitt drabbades av halva sänkningen har ungefär samma övergång till arbete som kontrollgruppen. Koefficienten för D^{T1} är tydlig och statistiskt signifikant i alla fyra modeller. Koefficienten mer än halveras i modell (3) där man konstanthåller för ett

antal demografiska och sociala karaktäristika. Den minskar ytterligare något till -.181 i modell (4) där hushållsekonomiska variabler förs in.

Demografiska och sociala karaktäristika som minskar sannolikheten att få arbete är ålder, kvinnokön, icke-nordiskt medborgarskap och barn under 15 år. Att vara gift, ha äldre barn och yrkeserfarenhet ökar sannolikheten. Nordiskt medborgarskap, samboende, utbildning, lön i föregående anställning, inkomst av kapital, och sambos/makes inkomst har i denna undersökning inget eget samband med övergångssannolikheten till arbete.

Dock noterar vi att koefficienten för T1-gruppen är signifikant också i modell (4) där man konstanthåller för hela uppsättningen bakgrundsvariabler. Skillnaden i övergångssannolikheten till arbete mellan T1-gruppen och kontrollgruppen förklaras alltså inte restlöst av de skillnader i demografisk, social och socioekonomisk sammansättning som IFAU-forskarna identifierat i modellerna (3) och (4). Denna kvarstående oförklarade skillnad i övergångssannolikhet kan bestå i skillnader i arbetsmarknads situation eller i beteende som förklarar varför T1-gruppen finner arbete i mindre utsträckning än kontrollgruppen.

Koefficienten för D^{T2} , däremot, ligger nära noll i alla fyra modellerna och skiftar tecken. Tolkningen är att T2-gruppen befinner sig på samma arbetsmarknad som kontrollgruppen och att det heller inte finns någon beteendeskilnad.

4. Det lokala arbetsmarknadslägets ringa effekt

IFAU-forskarna har inte kommenterat att förändringarna i det lokala arbetsmarknadsläget har ringa samband med övergångssannolikheten från arbetslöshet till arbete i alla de modeller som redovisats. Arbetsmarknadsläget har naturligtvis avgörande betydelse för övergångssannolikheten från arbetslöshet till arbete. I själva verket kan man utgå från att sökintensitet och reservationslön har betydelse endast om det lokalt finns lediga jobb (Åberg, 1998). Att IFAU-forskarna inte får stöd för att det lokala arbetsmarknadsläget spelar roll för sannolikheten att finna ett arbete är märkligt. Det väcker frågan om variabeln är relevant specificerad och därmed om modellen är ofullständig.

Arbetsmarknadsläget är i samtliga modeller definierat som totala andelen arbetslösa, inklusive åtgärdsplacerade av alla i arbetskraften (sysselsatta + arbetslösa) i kommunen.

$$u = (U+P)/(U+P+E)$$

Antalet arbetslösa (U) och i åtgärd (P) kvartalsvis är enligt arbetsförmedlingens registrering. Antalet sysselsatta i kommunen (E) hämtas från SCBs

årliga sysselsättningsstatistik (ÅRSYS). Kvartalsdata över arbetslöshetsandelen i kommunen läggs in som månadsdata i modellen. Koefficienten kan enligt *tabell 2* vara statistiskt signifikant i modell (2) men inte i modellerna (3) och (4) i vilka demografiska och socioekonomiska variabler förs in.

Det är inte uppenbart varför arbetslöshetsnivån i kommunen inte är systematiskt relaterad till chansen att få jobb i alla grupper. Det är också förbryllande att relationen försvagas när man konstanthåller för demografiska och andra variabler. Regionala dummies kan fånga en del av effekten. Arbetslösheten spelar kanske mindre roll om den är hög och föga varierande mellan kommuner och över tid? Och kommunen kanske inte är en lämpligt avgränsad arbetsmarknad?

Inom de stora arbetsmarknadsområdena (Stockholm, Malmö, Göteborg m fl) speglar variationen i arbetslöshet mellan kommunerna egentligen bara segregationen i bosättningsmönstret. När man tar bort skillnaderna t ex mellan kommunerna i Stor-Stockholm i andel yngre, lågutbildade, invandrare, ensamförälderfamiljer etc. minskar skillnaderna mellan kommunerna i detta område i chansen att få jobb. Hela Stockholmsområdet är en sammanhängande arbetsmarknad genom omfattande pendlingsmöjligheter. En hög arbetslöshetssiffra i vissa förortskommuner avspeglar inte arbetsmarknadsläget för den enskilde på samma sätt som samma arbetslöshetssiffra för en kommun i Norrlands inland.

En mera relevant specificering av det lokala arbetsmarknadsläget borde vara i termer av i förändringen i totala antalet jobb eller i nyanmälda lediga jobb snarare än i andelen arbetslösa lokalt. Den lokala arbetsmarknaden måste också specificeras vidare än den administrativa indelningen på kommuner innebär, t ex SCBs indelning på "lokala arbetsmarknader" som baseras på statistiken om arbetspendling över kommungränser.

Man kan inte heller som IFAU-forskarna förutsätta att det lokala arbetsmarknadsläget påverkar experimentgrupper och kontrollgrupp på samma sätt. T1 gruppen, som till övervägande del består av lågavlönade kvinnor, påverkas troligen mest av den kommunala och privata servicesektorns utveckling. Kontrollgruppen, som till övervägande del består av högre avlönade män, påverkas mera av den privata och den statliga sektorns utveckling. Specifikationen av det lokala arbetsmarknadsläget bör ta hänsyn till denna möjlighet.

5. Den antecipatoriska effekten

IFAU-forskarnas härleder också en antecipatorisk beteendeeffekt ur sök-teorin (s. 6). De tänker sig initialt en arbetare med arbetslöshetsförsäkring och antar för enkelhetens skull att rätten till ersättning gäller utan bortre parentes. En framtida nedskärning av ersättningsgraden skulle fungera på

samma sätt som ett ersättningssystem med två nivåer, en initial relativt hög nivå och en lägre nivå senare. Den optimala beteendeanpassningen till en sådan framtida nedskärning av ersättningsgraden för en arbetare vore att välja en sjunkande bana för reservationslönen fram till reformens ikraftträdande och en konstant reservationslön därefter. Övergångsfrekvensen till arbete skulle således öka allteftersom arbetaren närmar sig det datum då reformen träder i kraft.

En vetenskaplig teori utsätts för sin mest sägande prövning om forskaren ur den övergripande teorins antaganden härleder en mycket tillspetsad hypotes och dessutom redovisar en relevant empirisk prövning av hypotesen. IFAU-forskarna finner, som de anser, klara bevis (s. 22-23, clear evidence) för att beteendeeffekten finns flera månader innan lagen träder i kraft. De anser sig därmed få ytterligare stöd för sin tes att reformen av ersättningsgraden *faktiskt* (indeed) fick effekter på de arbetslösas sökbeteende.

En framgångsrik verifiering av en sådan teoretisk spetshypotes äger högt bevisvärde men därvid krävs också att den kritiska prövningen av verifieringen är särskilt omsorgsfull. IFAU-forskarna redovisar känslighetsanalyser på vissa punkter när det gäller huvudresultatet – dock ingen enda för denna viktiga verifiering av spetshypotesen. Man kan t ex fråga sig (1) hur länge i förväg som den anticipatoriska beteendeanpassningen rimligen kan börja, (2) om inte sådan anticipation innebär att individen förutsätter att arbetslösheten skall vara över reformtidpunkten och (3) hur man alls kan uppmäta någon reformeffekt i efterperioden om individerna anpassat sig redan under föreperioden.

6. Replikeras resultaten?

Vi har begärt och fått tillgång till primärmaterialet till IFAU-rapporten. Primärmaterialet var vid rapportens publicering (ännu) inte systematiskt dokumenterat av IFAU-forskarna såsom numera krävs vid vetenskaplig publicering. Detta gjorde vårt arbete med sekundäranalysen aningen komplicerat inledningsvis trots generös assistans av Kenneth Carling och Altin Vejsiu. Vi har dock så småningom blivit i stånd att replikera alla beräkningar som redovisas i rapporten.

En första kontroll är att undersöka om sampelkaraktäristika enligt rapporten (*Table 3*, s.9) kan replikeras. Utan några större problem kunde de tre undersökningsgrupperna avgränsas med 13 330 i experimentgruppen (T1), 1 396 i grupp T2 och 3 703 i kontrollgruppen (C). Genomsnittlig ålder och andel kvinnor i respektive grupp kommer ut exakt som i IFAU-rapporten.

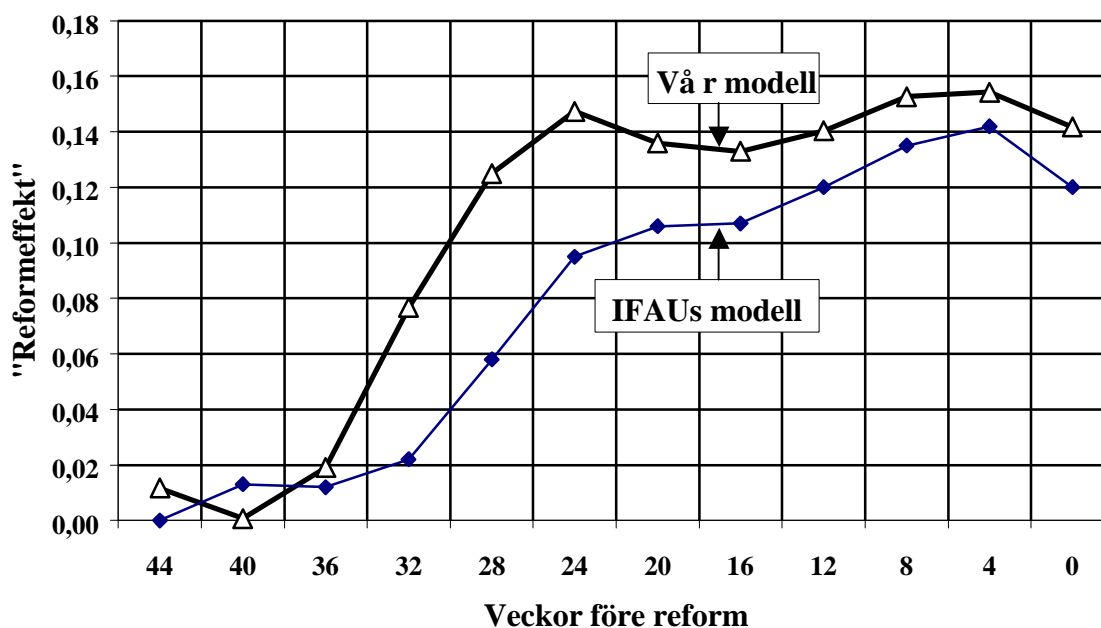
Tabell 3. Estimaten för modell (1) i IFAU-rapporten och i vår replikation

	IFAU-rapporten		Vår replikation:	
	Koefficient	Standardfel	Koefficient	Standardfel
Efterperioden (D^{96})	- .214	.046	- .240	.044
Experimentgrupp T1 (D^{T1})	- .330	.028	- .376	.028
Experimentgrupp T2 (D^{T2})	- .003	.040	- .017	.041
Reformeffekt ($DPOL$)	+ .095	.056	+ .114	.056

En andra kontroll är om vi kan replikera IFAU-forskarnas resultat vilket vi tydligen kan enligt *Tabell 3*. De marginellt högre koefficienterna och signifikansnivån för effektvariabeln $DPOL$ redan för den enkla specifikationen i modell (1) kan uppkomma genom olika programspråk och någon skillnad i modellspecifikationen.

Vi har använt programpaketet TDA (Transition Data Analysis) och huvudsakligen en förenklad modell med konstant hasard som funktionsform enligt Blossfeld & Rohwer (1995). IFAU-forskarna skriver egna program i GAUSS och tillåter genomgående en komplex funktionsform för hasarden.

Diagram 1. Den anteciperade "reformeffekten" enligt IFAU-rapporten och enligt vår replikation.



Enligt *diagram 1* replikeras i vår modell ganska väl den anteciperade reformeffekten i IFAU-rapporten. Dock är koefficienten för reformeffekten DPOL genomgående något högre i vår modell och statistiskt säkerställd redan 32 veckor innan reformen trädde i kraft. Motsvarande signifikansnivå tycks IFAU-forskarna ha fått bara 20 veckor innan reformen trädde i kraft.

Vår modell tycks därmed något "öververifiera" tesen om antecipatorisk beteendeförändring. IFAU-forskarna påpekar att reformen beslutades av Riksdagen i juni 1995, dvs ca 29 veckor innan den trädde i kraft. Enligt deras kurva i diagrammet började således de arbetslösa anpassa sig i augusti efter semestrarna.

Enligt vår modell men med samma data som IFAU-forskarna började de arbetslösas beteendeanpassning redan i maj, alltså ganska omedelbart efter det att regeringens proposition lades på Riksdagens bord. Med koefficienten för DPOL enligt vår modell måste man alltså förutsätta att de arbetslösa förutsåg att deras arbetslöshet kunde vara ytterligare minst sju månader.

Datagenomgång i tabeller och diagram

Innan vi redovisar våra försök att känslighetstesta och på andra sättpröva olika alternativa regressionsmodeller vill vi först gå igenom de grundläggande operationaliseringarna i undersökningen. De klassificeringar som tillämpas vid registreringen av sökandekategori (SKAT) när arbetssökande anmäler sig till arbetsförmedlingen gör olika arbetslöshetsdefinitioner möjliga⁵. Viktigare i vårt sammanhang är de kategorier som används när de arbetssökande avregistreras. Vad som räknas som *övergång till arbete*, som *övergång till arbetsmarknadspolitisk åtgärd* respektive som *lämnat arbetskraften* kan ha avgörande betydelse för undersökningens resultat och vilken vikt som skall läggas vid resultaten.

Förhållandet att man har att handskas med tre varandra uteslutande, ”konkurrerande” måltillstånd komplicerar både analys och tolkning. Ett fjärde tillstånd är att den arbetslöse fortsätter att vara arbetslös till undersökningsperiodens slut. Förståelsen av resultaten i hasardregressionen kan öka om man först har studerat skillnader mellan de tre grupperna i övergången till alla tre tillstånden i tabeller och diagram.

De tre övergångskategorierna

Utträdet ur arbetslösheten sker alltså i modellerna till tre olika andra arbetsmarknadsstatus. Var och en av dessa bildas av forskarna genom sammanslagning av arbetsförmedlingens mera finindelade registreringskategorier. För vissa av dessa kategorier finns sedan en ytterligare finindelning i grundregistren hos AMS.

⁵ Som arbetslösa räknar IFAU-forskarna de som registreras av arbetsförmedlingarna i sökandekategorierna 11, 12, 13 och 14. Kategori 11 och 12 används för sökande som ”saknar arbete och kan ta arbete direkt”. Dessa betraktar vi som okomplicerat arbetslösa. Kategori 13 och 14 består av arbetslösa som väntar på att gå in i åtgärd respektive av arbetslösa som inte genast kan ta ett erbjudet jobb. Implikationen av arbetsförmedlingens kategorisering kan vara att både kategori 13 och kategori 14 inledningsvis har ingen eller låg övergångssannolikhet från ”arbetslöshet” till arbete.

Sökandekategori (”SKAT”) fanns inte med i IFAUs bearbetningsfil men har lagts till för att möjliggöra vår bearbetning. Den visar att experimentgrupp och kontrollgrupp skiljer sig åt i sammansättning efter sökandekategori om än inte dramatiskt. I experimentgruppen (T1) är 7,8 procent i SKAT 13 eller 14 jämfört med 3,7 procent i kontrollgruppen (C). Andelen sjunker något mer i kontrollgruppen än i experimentgruppen när man jämför *före*-perioden med *efter*-perioden. Skillnaden i förändring är dock ganska liten vilket gör det mindre sannolikt att denna faktor kan ha mer än marginell effekt på den skillnad i förändring som IFAU-forskarna funnit.

Datamaterialet består av 18 429 registrerade arbetslöshetsepisoder som påbörjades under perioden 1994/07/01 – 1996/06/30. Vår *tabell 4* kan förstås som en översikt över hur de 18 429 arbetslöshetsepisoderna avslutades enligt Arbetsmarknadsverkets klassificeringar. IFAU-forskarna har i sin tur grupperat dessa klassificeringar i (A) övergång till arbete, (B) till arbetsmarknadspolitisk åtgärd och (C) utträde ur arbetsmarknaden samt restkategorin (D) fortsatt arbetslös vid undersökningsperiodens slut. I *tabell 4* kan vi göra tre viktiga iakttagelser om skillnader mellan kontrollgruppen och T1-gruppen när det gäller typ av övergång.

Den första iakttagelsen i *tabell 4* är att kontrollgruppens övergångar till 66 procent består av övergångar till arbete mot endast 46 procent av experimentgrupp T1.⁶ Denna stora skillnad i övergångsfrekvensen från arbetslöshet till arbete är det som enligt koefficienten för D^{T1} i *tabell 2* till viss del består även efter det att man kontrollerat för ålder, kvinnokön, familjetyp, utbildning, region m m.

En andra iakttagelse är att kontrollgrupp och experimentgrupp skiljer sig åt i kvalitén på det arbete man övergått till. Enligt rapporten har alla som fått arbete hamnat i "regular jobs" (s. 8). När man såsom i vår *tabell 4* redovisar övergångarna till arbete med arbetsförmedlingsregistrens finare indelning blir bilden en annan. Bara 16,8 procent av T1-gruppen har fått ett reguljärt arbete eller återgått till tidigare arbete. I kontrollgruppen är denna andel mer än dubbelt så hög, 37,0 procent. Majoriteten av övriga övergångar som av forskarna klassificerats som övergång till "arbete" är till sysselsättning av sämre karaktär, tillfälligt timanställd, tillfälligt arbete, deltidsarbetslös, lönebidrag och offentligt skyddat arbete.⁷ Här ser vi möjligen spår av de i regressionsmodellen "oförklarade" skillnaderna mellan T1-gruppen och kontrollgruppen.

T1-gruppen har i mindre utsträckning än kontrollgruppen kunnat gå till reguljära jobb eller återgå till sitt tidigare jobb. Den har också i större utsträckning fått hålla till godo med sådana tillfälliga lågavlönade jobb som

⁶ En knepig fråga har därvid varit hur man skall förfara med de 814 personer med koden 6 i AMS register. Denna kod införs när den arbetslöse slutar att höra av sig till arbetsförmedlingen utan att anmäla varför. En tidigare AMS-studie som omfattade alla 6-kodade har visat att ungefär hälften har fått ett arbete utan att anmäla detta till förmedlingen. IFAU-forskarna har emellertid på någorlunda goda grunder antagit att alla i denna kategori fått arbete eftersom den enbart gäller arbetslöshetsförsäkrade. De måste hålla kontakten med arbetsförmedlingen för att behålla arbetslöshetsersättningen.

⁷ Det är inte klart varför alls lönebidrag och offentligt skyddat arbete klassificeras som övergång till arbete och inte som övergång till arbetsmarknadspolitisk åtgärd. Vidare kan man fundera över hur deltidsarbetslöshet skall klassificeras i just detta sammanhang i den mån klassificeringen innebär deltidsarbete med ersättning från arbetslöshetsförsäkringen i proportion till inkomstbortfallet upp till heltid.

Tabell 3. Kontrollgrupp och experimentgrupper efter klassificering av första övergångar från arbetslöshet till annan arbetsmarknadsstatus med underkategorier.

Grundkategori	Kod	Kontrollgrupp	Experimentgrupp 1	Experimentgrupp 2	Alla
A. Övergång till arbete:		2 439	6 129	860	9 428
<i>Varav:</i> Reguljärt arbete	1	1 143	1 853	361	3 357
Återgång till tidigare arbete	3	227	383	101	711
Okänd typ av arbete	6	191	568	55	814
Tillfälligt timanställd	2	262	471	93	826
Annat arbete (deltidsarbetslös, tillfälligt arbete, lönebidrag, off. skyddat arbete)	11	616	2 854	250	3 720
B. Arbetsmarknadspolitisk åtgärd	10	787	3 301	315	4 403
C. Utträde ur arbetskraften:		437	3 808	208	4 453
<i>Varav:</i> Övergång till reguljär utbildning	7	261	2 443	125	2 829
Annan typ av utträde	12	34	69	14	117
Annat	5	142	1 296	69	1 507
D. Fortsatt arbetslös	0	40	92	13	143
Summa alla		3703	13330	1396	18429
Procent kolumnvis av alla i respektive grupp och av alla					
A. Övergång till arbete:		65,9	46,0	61,6	51,2
<i>Varav:</i> Reguljärt arbete	1	30,9	13,9	25,9	18,2
Återgång till tidigare arbete	3	6,1	2,9	7,2	3,9
Okänd typ av arbete	6	5,2	4,3	3,9	4,4
Tillfälligt timanställd	2	7,1	3,5	6,7	4,5
Annat arbete (deltidsarbetslös, tillfälligt arbete, lönebidrag, off. skyddat arbete)	11	16,6	21,4	17,9	20,2
B. Arbetsmarknadspolitisk åtgärd	10	21,3	24,8	22,6	23,9
C. Utträde ur arbetskraften:		11,8	28,6	14,4	24,2
<i>Varav:</i> Övergång till reguljär utbildning	7	7,1	18,3	9,0	15,4
Annan typ av utträde	12	0,9	0,5	1,0	0,6
Annat	5	3,8	9,7	4,9	8,2
D. Fortsatt arbetslös	0	1,1	0,8	0,9	0,8
Summa alla		100,0	100,0	100,0	100,0

finns på T1-gruppens arbetsmarknad men inte på kontrollgruppens. Detta tyder på att T1-gruppen stått inför en annan och sämre arbetsmarknad än kontrollgruppen under undersökningsperioden 1994-1997. Det är eventuella förändringar på dessa marginella delar av arbetsmarknaden, som alltså inte är gemensam för T1-gruppen och kontrollgruppen, som kan påverka DPOL.

Den tredje iakttagelsen är att experimentgruppen i mycket större utsträckning än kontrollgruppen (28 procent mot 11) lämnat arbetskraften för att (åter-)uppta reguljära studier eller annat. Man skiljer sig också i andel som övergått till åtgärd men i mindre grad. Här finns alltså indikationer på beteendeskilnader mellan grupperna. Äldre män som just blivit arbetslösa ser sannolikt annorlunda än yngre kvinnor i motsvarande situation på möjligheten att (åter-) uppta reguljära studier respektive att övergå till arbetsmarknadspolitisk åtgärd.

Möjligen är det en onödig förenkling av modellen att just i det här sammanhanget se övergång till åtgärd som att man lämnat arbetslösheten. De flesta i åtgärdsprogram drabbades ju av sänkningen av arbetslöshetsersättningen på samma sätt som de öppet arbetslösa. Om man som IFAU-forskarna vill pröva om sänkningen påverkade beteendet när det gäller övergång till arbete vore det relevant att låta de som övergår till åtgärd ingå i basen för beräkningen av hasarden tills de övergår till arbete.

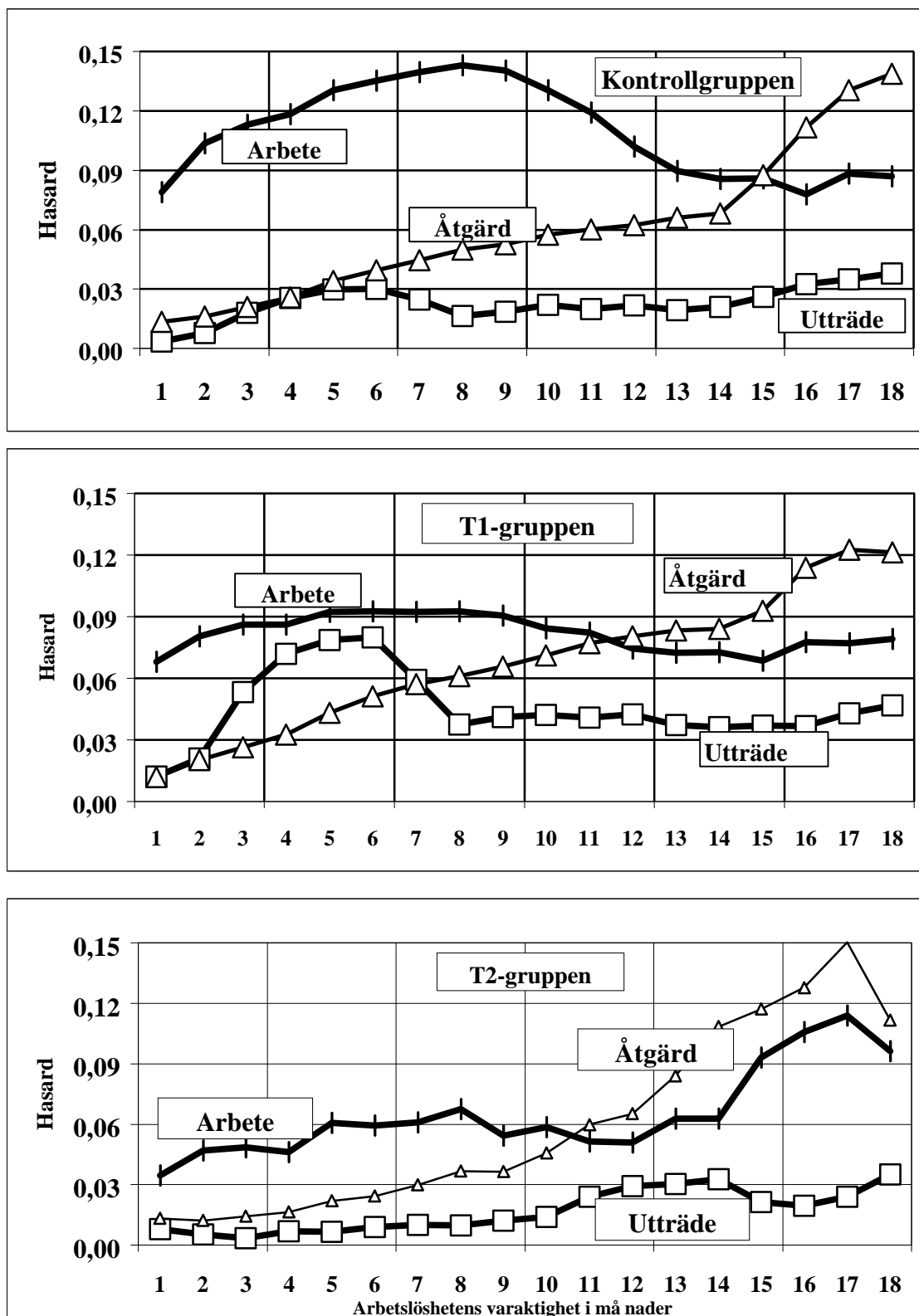
Hasarderna efter arbetslöshetens varaktighet

I *Diagram 2-4* redovisas beräkningar av hasarderna för de tre övergångskategorierna efter arbetslöshetens varaktighet. Intrycket förstärks att de tre grupperna står inför ganska olika arbetsmarknader alternativt beter sig klart olika när de blir arbetslösa.

Hasarden (andelen som får arbete av fortfarande kvarstående i arbetslöshet) följer en flackare kurva på lägre nivå i experimentgrupp T1 än i kontrollgruppen. Experimentgruppen T1 har svårare att få jobb än kontrollgruppen nästan oberoende av hur länge de varit arbetslösa. Den andra experimentgruppen T2 skiljer ut sig genom att få högre hasarder först efter långa arbetslöshetsperioder.

Övergången till arbetsmarknadspolitisk åtgärd följer en ganska likartad stigande kurva för alla de tre grupperna med experimentgrupp T2 på en något högre nivå. Den stora skillnaden i beteende finns för utträde ur arbetskraften. Här är det experimentgrupp T1 som skiljer ut sig genom en generellt högre nivå och en intressant puckel ganska tidigt i arbetslöshetsperioden. En betydande andel av T1-gruppen lämnar således arbetskraften ganska snart efter att ha inträtt i arbetslösheten för att återgå till reguljär utbildning.

Diagram 2-4. Övergångssannolikhet till arbete, åtgärd samt arbetskrafts utträde efter arbetslöshetens varaktighet i T1-gruppen, i kontrollgruppen respektive T2-gruppen. Fyra månaders glidande medelvärde.



Övergångar före och efter sänkningen

I tabell 5 ser vi att andelen som övergår från arbetslöshet till arbete minskar med 9,6 procentenheter i kontrollgruppen jämfört med 3,1 i T1-gruppen. ”Skillnaden-i-förändringen” är alltså 6,5 procentenheter och skillnaden uppkommer genom att övergångarna minskar *mindre* i T1-gruppen än i kontrollgruppen. Denna mindre minskning av övergångarna i T1-gruppen än i kontrollgruppen skulle alltså vara reformeffekten, vilket inte omedelbart verkar ligga nära till hands. Den tolkningen stöter också på ett problem när man ser att skillnaden i förändring mellan kontrollgruppen och T2-gruppen går i andra riktningen. Övergångarna till arbete har minskat *mera* i T2-gruppen än i kontrollgruppen, med 15,3 jämfört med 9,6 procentenheter. Skillnaden-i-förändringen är alltså 5,7 procentenheter i ”fel” riktning!

Innebörden skulle då vara att den lilla T2-gruppen har *minskat* sökintensiteten och/eller *höjt* reservationslönen till följd av den begränsade sänkningen av ersättningsgraden med i genomsnitt 2,5 procentenheter. T1-gruppen, däremot, skulle ha *ökat* sökintensiteten och/eller *sänkt* reservationslönen till följd av den större 5-procentiga sänkningen av ersättningsgraden. Dessa tolkningar går inte ihop om man inte förutsätter att dos/effekt sambandet är icke-linjärt.

Tabell 5. Övergångarna till olika arbetsmarknadsstatus i kontrollgruppen och i experimentgrupperna före respektive efter sänkningen av arbetslöshetsersättningen.

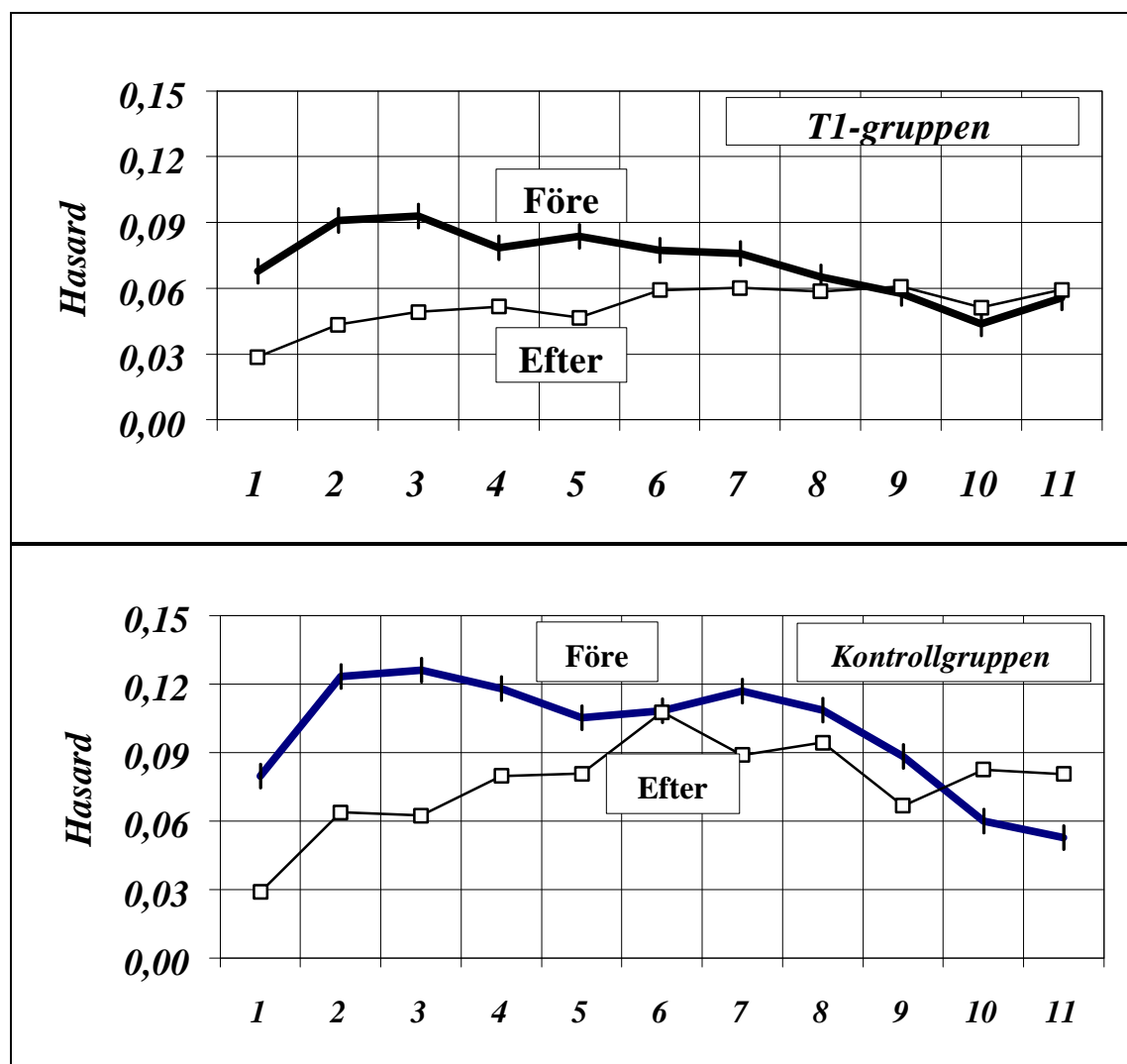
	Kontrollgrupp			T1-gruppen			T2-gruppen		
	Före	Efter	<i>För-ändr</i>	Före	Efter	<i>För-ändr</i>	Före	Efter	<i>För-ändr</i>
Övergång till arbete	68,7	59,1	-9,6	46,7	43,6	- 3,1	65,7	50,4	-15,3
Övergång till åtgärd	18,0	29,0	+11,0	20,8	37,3	+16,5	18,0	35,2	+17,2
Lämnat arbetskraften	13,2	8,6	- 4,6	32,3	16,5	- 15,8	16,2	11,4	- 4,8

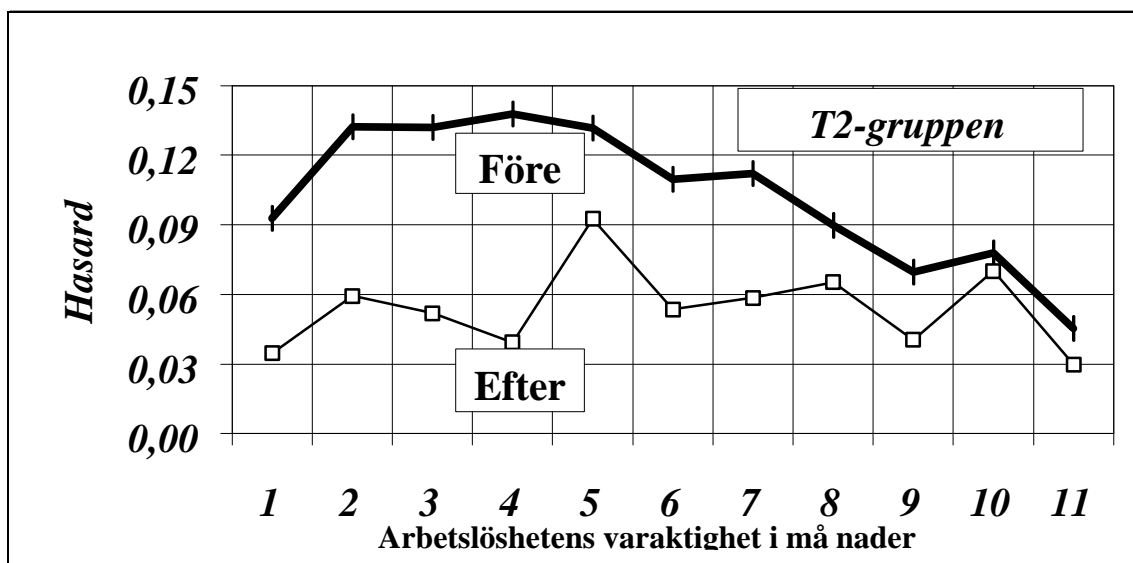
Övergången till arbetsmarknadspolitisk åtgärd är högre under efterperioden än i föreperioden i alla tre grupperna men förändringen är ca 6 procentenheter mindre i kontrollgruppen än i experimentgrupperna. Det är inte lätt att härleda denna skillnad i förändring från den sänkta arbetslöshetsersättningen. Ersättningen till den som gick från arbetslöshet till åtgärd sänktes ju på samma sätt som arbetslöshetsersättningen. Samma sänkning borde leda till samma typ av beteendeförändring. Ökad sökintensitet och sänkt reservationslön till följd av sänkt ersättning i åtgärd borde leda till att övergångarna till åtgärd ökar något mindre i experimentgruppen än i kontrollgruppen.

En liknande förbryllad reaktion kan man få när man granskar skillnaden i förändring i hasarden för arbetskraftsutträde. Andelen som lämnar arbetskraften minskar i alla tre grupperna men mest i experimentgruppen T1 och i denna grupp från en mycket högre nivå. Som vi sett lämnar T1-gruppen arbetskraften för att återgå till reguljär utbildning efter en kortare tid i arbetslöshet och då med uppgivande av arbetslöshetsersättningen.

I Diagram 5-7 kan man studera hur hasarderna för kontrollgruppen och T1-gruppen ser ut med utjämning. De skiljer sig inte bara i nivå utan också i utvecklingen över tid. Söker man i diagrammen med hasarderna före respektive efter reformen är det möjligt att med "ögonmåttsekonometri" se vissa intressanta *skillnader-i-förändringen* mellan de tre grupperna.

Diagram 5-7. Hasarden för övergång till arbete före respektive efter sänkningen av arbetslöshetsersättningen för T1-gruppen, kontrollgruppen samt för T2-gruppen.





”Efter-kurvan” ligger närmare ”före-kurvan” i T1-gruppen än i kontrollgruppen men i ögonmåtsjämförelsen mellan T2-gruppen och kontrollgruppen är förhållandet det motsatta. T1-gruppen har minskat övergångarna till arbete *mindre* än kontrollgruppen medan T2-gruppen minskat dem *mer*. Återigen framkommer det omvända dos-respons sambandet!

Skillnaden i förändring i arbetslöshetens varaktighet

I IFAU-forskarnas modeller är det övergångssannolikheten, hasarden, som är den beroende variabeln. Ett enklare perspektiv är att först titta på arbetslöshetstidens varaktighet i veckor *före* respektive *efter* det att kompensationsgraden sänktes såsom den redovisas i *tabell 6*. Också då koncentreras intresset till *skillnaden* mellan kontrollgrupp och experimentgrupp i *hur varaktigheten förändrades* när ersättningsgraden sänktes.

Av tabellen framgår att det är små skillnader på medelvärdena för varaktigheten mellan experimentgrupperna och kontrollgruppen både före och efter reformen för dem som gick från arbetslöshet till arbete. Att varaktighetsmedelvärdena är mycket högre efter reformen beror på den tidigare påtalade skillnaden i samplingförfarandet mellan föreperioden och efterperioden. Under hela föreperioden tillkommer nya arbetslösa med initialt kort varaktighet. Under efterperioden tillkommer nya arbetslösa bara de första sex månaderna fram till 1996-06-30. Varaktighetsmedelvärdena stiger då snabbt i gruppen. Skillnaden i förändring i varaktigheten mellan kontrollgrupp och experimentgrupp T1 är 2,5 veckor men *skillnaden-i-förändringen* går faktiskt i ”fel” riktning. Arbetslösheten förlängdes *mer* i experimentgruppen än i kontrollgruppen.

Tabell 6. Arbetslöshetens varaktighet före respektive efter sänkningen av ersättningsgraden efter övergång från arbetslöshet till olika arbetsmarknadsstatus för kontrollgrupp och för experimentgrupper.

	Före 1996-01-01		Efter 1995-12-31		
	Antal	Varaktighet	Antal	Varaktighet	Efter-före
Arbetslöshet till arbete:					
Kontrollgruppen	1 787	14,9	656	26,1	11,2
Experimentgruppen T1	4 751	14,6	1 393	28,3	13,7
Experimentgruppen T2	672	13,8	190	27,3	13,4
Alla	7 210	14,6	2 239	27,5	12,9
Arbetslöshet till arbetsmarknadspolitisk åtgärd:					
Kontrollgruppen	466	20,9	320	35,9	15,0
Experimentgruppen T1	2 108	20,7	1 171	35,4	14,7
Experimentgruppen T2	183	20,6	132	36,8	16,2
Alla	2 757	20,7	1 623	35,5	14,8
Arbetslöshet till utanför arbetskraften:					
Kontrollgruppen	342	15,7	95	35,9	20,2
Experimentgruppen T1	3 282	15,0	526	32,6	17,6
Experimentgruppen T2	165	14,4	43	35,6	21,3
Alla	3 789	15,0	664	33,3	18,2
Fortsatt arbetslös:					
Kontrollgruppen	0	0,0	37	80,7	80,7
Experimentgruppen T1	0	0,0	99	65,4	65,4
Experimentgruppen T2	0	0,0	11	61,9	61,9
Alla	0	0,0	147	69,0	69,0
Alla arbetslösa till alla olika arbetsmarknadsstatus:					
Kontrollgruppen	2 595	16,1	1 108	31,6	15,5
Experimentgruppen T1	10 141	16,0	3 189	32,8	16,8
Experimentgruppen T2	1 020	15,1	376	32,6	17,5
Alla	13 756	15,9	4 673	32,5	16,5

I nästa sektion i tabellen med övergångarna till arbetsmarknadspolitisk åtgärd ser vi ett annorlunda mönster med små skillnader i varaktighets medelvärden mellan experimentgrupp T1 och kontrollgruppen både före och efter sänkningen av kompensationsgraden. De som gick över till någon arbetsmarknadspolitisk åtgärd gjorde det efter ca 20 veckors arbetslöshet i medeltal före reformen och efter ca 35 veckor efter reformen. *Skillnaden-i-förändringen* är därmed helt obetydlig.

När det gäller utträde ur arbetskraften finns något tydligare skillnader mellan kontrollgruppen och experimentgrupp T1. Experimentgruppen tenderar att lämna arbetskraften efter en kortare arbetslöshetstid än kontrollgruppen både före och efter reformen. *Skillnaden-i-förändringen* är 2,6 veckor. Experimentgruppens varaktighet ökade mindre än kontrollgruppens, vilket är i enlighet med IFAU-studien, men återigen ligger T2-gruppens förändring ”fel”. Denna skillnad i förändring kan knappast vara en effekt av förändringen i arbetslöshetsförsäkringen.

När data ställs upp såsom i *tabell 6* kan man inte i mönstret av varaktighetsmedelvärden eller i skillnaden i förändringen i varaktighetsmedelvärden skönja någon effekt av förändringen i arbetslöshetsförsäkringen. Skillnaden i förändringen av varaktighetstalen går ju i motsatt riktning mot de beteendeförändringar man skulle förvänta sig.

Av tabellredovisningen kan vi också ana oss till att det är helt andra faktorer som styr övergången till åtgärd respektive till utträde ur arbetskraften än de som styr övergången till arbete. Till åtgärd går man först efter en ganska lång tid i arbetslöshet då man misslyckats med att hitta ett arbete. Arbetskraften lämnar man om man är ung efter en ganska kort tid av arbetslöshet för att återgå till (reguljära) studier, detta trots att man kunde leva på sin arbetslöshetsersättning. Avgångarna från arbetslöshet till dessa andra tillstånd skiljer sig mellan grupperna och kan påverka sammansättningen av basen för beräkningen av hasarden.

Ansatsen med hasardregression är emellertid ett helt annat sätt att ställa upp och analysera data än det vi här demonstrerat. Framför allt bör man hålla i minnet att data här redovisats utan kontroller för skillnader i gruppernas sammansättning. Den omfattande redovisningen med en stor mängd tabeller och diagram ersätts i ansatsen med hasardregression av en elegant komprimerad informationsmängd. Riskerna med denna statistiskt avancerade ansats är framför allt två.

Enligt våra erfarenheter blir det svårt att se och förstå vad som faktiskt händer i beräkningarna. Det som gör det svårt är att hasarden är varaktighetsberoende medan man undersöker en kalendertidsberoende effekt. Vidare förleds man att hela tiden tänka i kausala termer trots att metoden inte i sig tillåter kausala tolkningar. Denna risk är särskilt stor när underliggande data såsom i detta fall kan förmodas kraftigt avvika från förut sättningarna för experimentell ansats.

I genomgången i tabeller och diagram har vi kunnat identifiera ett antal rena motsägelser och förbryllande resultat i förhållande till vad som framkommit i IFAU-forskarnas modeller och – ännu något tydligare – i våra försök att replikera deras modeller. Nu återstår att reda ut dessa utestående frågor.

Utestående frågor i regressionsanalysen

Vi återgår nu till ansatsen med hasardregression för att se hur utfallet blir i ett antal modellvarianter som vi specificerat för att belysa några av de frågor som identifierats i den föregående redovisningen.

1. Vad är det som förklarar att koefficienten för dummy för efterperioden *D96* är signifikant negativ och hög i alla modeller?

2. Vilken roll spelar skillnaderna i inflödes- och observationsperioderna mellan före och efter reformen för effektvariabeln *DPOL*?

3. Vad är den kvarstående skillnaden mellan T1-gruppen och kontrollgruppen som ger en signifikant negativ koefficient för övergång till arbete även efter det att man konstanthållit för demografiska, sociala och ekonomiska skillnader mellan grupperna?

4. Hur skall läget på den lokala arbetsmarknaden specificeras så att denna variabel får en mera trovärdig funktion i modellen?

5. Hur ser dos-effekt relationen ut när reformeffektvariabeln *DPOL* specificeras separat för T1-gruppen och T2-gruppen?

6. Hur fungerar modellerna med arbetsmarknadsvariabler estimerade separat för män och kvinnor?

7. Hur fungerar egentligen den anticipatoriska effekten när *DPOL* estimeras för olika tidpunkter?

1. Koefficienten för reformtidpunkten

Arbetslöshetsnivån är oförändrad för män över hela undersökningsperioden och specifikt (+0,1 procentenhet) om man jämför genomsnittet för föreperioden med efterperioden. För kvinnor noteras en liten ökning + 0,7 procentenhet i samma jämförelse.⁸ Antalet nyanmälda lediga platser ökar faktiskt lite från ett bottenläge i efterperioden jämfört med föreperioden.⁹

⁸ Enligt SCBs månatliga arbetskraftsundersökningar (AKU) 1994-1997.

⁹ Nyanmälda platser till arbetsförmedlingarna minskar enligt AMS-statistik men det beror på att arbetsförmedlingarnas andel av vakanserna i ekonomin minskar från ca 37 procent 1994/1995 till 30 procent 1996/1997. Räknar man upp AMS siffror över nyanmälda platser med hänsyn till täckningsgraden ökar vakanserna med nio procent. Även med den ökningen i efterperioden jämfört med föreperioden är det fråga om ett konjunkturmässigt bottenläge när det gäller arbetskraftsefterfrågan.

Tabell 7. Estimat i standardmodellen i jämförelse med modeller med simulerad förlängning av avslutade episoder i föreperioden respektive i efterperioden.

	Alla	Förlängning av episoder som börjar i efterperioden	Förlängning av episoder som slutar i föreperioden
Efterperioden (D^{96})	- .195 (041)	- .244 (041)	- .103 (042)
T1-gruppen (D^{T1})	- .238 (029)	- .236 (030)	- .238 (029)
T2-gruppen T2 (D^{T2})	- .010 (040)	- .009 (040)	+ .010 (040)
Reformeffekt ($DPOL$)	+ .130 (058)	+ .134 (052)	+ .130 (052)
Kön	- .305 (023)	- .304 (023)	- .303 (023)
Ålder	- .003 (001)	- .003 (001)	- .003 (001)

Mot den bakgrunden är det besvärande att vi i alla modeller får en signifikant negativ och hög koefficient för dummyn för reformtidpunkten (D^{96}). Tolkningen av denna koefficient är att övergångarna till arbete är färre i efterperioden än i föreperioden och att detta gäller både i experimentgrupperna och i kontrollgruppen. Arbetslöshetsutvecklingen i undersökningsgruppen är således inte konsistent med utvecklingen i den svenska ekonomin under undersökningsperioden.

Det som driver denna koefficient visar sig vara skillnaden mellan före- och efterperiod i arbetslöshetsperiodernas varaktighet. I *Tabell 7* redovisas estimatet i standardmodellen jämförda med modeller med simulerade förlängningar av efterperiod respektive föreperiod. När episoderna i efterperioden förlängs med två veckor ökar koefficienten för D^{96} medan den minskar när episoderna i föreperioden förlängs motsvarande. Skillnaderna är statistiskt säkerställda på konventionell nivå.

Däremot ändras ingen av de andra koefficienterna. Viktigast därvidlag är att koefficienten för $DPOL$ är praktiskt taget oförändrad, också när den simulerade förlängningen av föreperioden görs så stor att D^{96} blir noll.

Slutsatsen är att arbetslöshetsperiodernas varaktighet driver koefficienten för reformtidpunkten D^{96} . Men varaktigheten driver *inte* koefficienten för reformeffekten $DPOL$. Fortsatta simuleringar visar att $DPOL$ faktiskt drivs av *skillnaderna* mellan experimentgrupp och kontrollgrupp i arbetslöshetens varaktighet, vilket stärker tilltron till modellen. $DPOL$ -koefficienten halveras och är inte signifikant när varaktigheten förlängs med två veckor i efterperioden för experimentgrupperna men *inte* för kontrollgruppen. Koefficienten fördubblas nästan när varaktigheten i stället förlängs för kontrollgruppen men *inte* för experimentgrupperna.

2. Undersökningsdesign för före- och efterperioden

Om nu skillnaderna i arbetslöshetens varaktighet är så viktig spelar då den stora skillnaden i undersökningsdesign mellan föreperioden och efterperioden någon roll för *DPOL*? Skillnaden i design orsakar ju de stora skillnaderna mellan föreperioden och efterperioden i arbetslöshetens varaktighet.

Vi finner att koefficienten för *DPOL* är klart robust i *tabell 8* när vi neutraliserar för skillnaden i undersökningsdesign mellan föreperioden och efterperioden. I A-modellen är inflödesperioden första halvåret 1995 respektive första halvåret 1996 och observationsperioden hela 1995 respektive hela 1996. I B-modellen är inflödesperioden densamma men hela observationsperioden till 97-06-30 tas i anspråk.

Tabell 8. Estimat i standardmodellen i jämförelse med modell med lika sampelperiod och observationsperiod respektive med lika sampelperiod och olika observationsperiod för föreperioden och efterperioden.

	Standard-modellen	Lika inflödesperiod och observationsperiod (A)	Lika inflödesperiod, olika observationsperiod (B)
Efterperioden (D^{96})	- .195 (041)	- .172 (066)	- .219 (061)
T1-gruppen (D^{T1})	- .238 (029)	- .293 (052)	- .282 (051)
T2-gruppen (D^{T2})	- .010 (040)	- .086 (069)	- .072 (066)
Reformeffekt (<i>DPOL</i>)	+ .130 (058)	+ .175 (082)	+ .156 (075)
Kön	- .305 (023)	- .340 (039)	- .339 (037)
Ålder	- .003 (001)	- .009 (002)	- .009 (002)

Nästan alla koefficienter i modellerna med alternativ sampeldesign och särskilt *DPOL* blir högre än i standardmodellen! Såsom framgår av *tabell 8* ökar emellertid standardfelen också vilket dock mest torde förklaras av att antalet observationer minskar. Det är alltså inte skillnaden i samplingdesign mellan före- och efterperioden som driver koefficienten för *DPOL*. Med identisk samplingdesign för före- och efterperioden blir elasticiteten hela 2,8.

Med denna modellspecifikation skulle således sambandet mellan reformtidpunkten och övergångarna till arbete snarast stärkas. Den implicerade elasticiteten bli dock så hög att tilltron till en kausal tolkning av det uppmätta sambandet kan börja svikta.

3. Koefficienten för T1-gruppen

Den negativa koefficienten för T1-gruppen minskar i modellerna (3) och (4) när man konstanthåller för ett antal demografiska, sociala och socio-ekonomiska variabler såsom framgått av tabell 2. Att koefficienten kvarstår som statistiskt signifikant också i modell (4) innebär att det under hela undersökningsperioden finns en skillnad i övergångssannolikheten till arbete mellan T1-gruppen och kontrollgruppen.

Redovisningen i tabeller och diagram tidigare pekade på att de två grupperna står inför skilda arbetsmarknader. T1-gruppen tar korta jobb, timanställningar (vikariat?), deltider, offentligt skyddat arbete och lönebidragsanställningar i väsentligt större utsträckning än kontrollgruppen. På kontrollgruppens arbetsmarknad, dvs de högre avlönade männens arbetsmarknad, finns mindre av kortvariga timanställningar, tillfälliga jobb, deltider etc.

Estimaten i tabell 9 tyder på att koefficienten för DPOL påverkas av denna skillnad. När man där som "övergång till arbete" räknar endast mera kvalificerade anställningsformer är DPOL inte statistiskt signifikant medan de negativa koefficienterna för efterperioden och för T1-gruppen blir mycket höga. DPOL är heller inte signifikant när modellen med övergång till reguljära jobb provas separat för män och kvinnor.

Tabell 9. Estimat i standardmodellen jämförda med modeller där man som "övergång till arbete" bara räknar med reguljära jobb och med uppdelning på män och kvinnor.

	Standardmodell	Övergång bara till reguljära jobb		
	Alla	Alla	Män	Kvinnor
Efterperioden (D^{96})	-.195 (041)	-.403 (056)	-.369 (060)	-.670 (166)
T1-gruppen (D^{T1})	-.238 (029)	-.393 (038)	-.424 (042)	-.389 (095)
T2-gruppen (D^{T2})	-.010 (040)	-.037 (051)	-.025 (055)	-.161 (142)
Reformeffekt(DPOL)	+.130 (058)	+.097 (075)	+.120 (091)	+.304 (181)
Kön	-.305 (023)	-.741 (033)	-	-
Ålder	-.003 (001)	-.003 (002)	-.009 (002)	+.012 (003)

Slutsatsen av utfallet i denna modell blir att ingen "reformeffekt" på den etablerade arbetsmarknaden kan beläggas, varken för män eller för kvinnor. Ingen av DPOL-koefficienterna (.097 för alla, .120 för män eller .304 för kvinnor) är statistiskt säkerställd. Det tekniska samband som mäts av DPOL-koefficienten "flyter tillbaka" (så att säga) till de två variabler som ingår interaktivt i reformeffektvariabeln. Vi skall senare finna att detta "fynd" blir själva grundskottet mot IFAU-forskarnas modell och metod.

4. Bättre specifikation av arbetsmarknadsläget

Det får betraktas som en brist i IFAU-forskarnas modell att den i så ringa utsträckning beaktar att arbetskraftsefterfrågan var extremt låg under hela undersökningsperioden och det lediga arbetskraftsutbudet extremt högt. Sökbeteendet torde få marginell betydelse för chansen att få jobb när endast ca 27 000 jobb nyanmäls till arbetsförmedlingarna vilka konstant har ca 300 000 som köar för jobb och kan ta jobb omedelbart¹⁰. Hur arbetsförmedlingarna ordnar kön av arbetssökande men framför allt arbetsgivarnas urvalskriterier vid anställningsbesluten borde ingå i en modell med bestämningsfaktorer för vilka arbetslösa som får de lediga jobben¹¹. Forskningen om arbetsgivarnas kriterier vid lönesättning och rekrytering tyder inte på att låg reservationslön har någon särskild vikt i anställningsbesluten (Agell & Lundborg, 1999).

IFAU-forskarna specificerar det lokala arbetsmarknadsläget som den månatliga förändringen i arbetslösheten totalt, dvs öppen arbetslöshet och personer i åtgärder i procent av arbetskraften i kommunen. Den visar sig ha litet eller inget förklaringsvärde när det gäller chansen att finna ett jobb generellt i hela undersökningsgruppen. Koefficienten var signifikant bara i modell (2) men däremot inte i modellerna (3) och (4) när demografiska, sociala och socioekonomiska variabler infördes (se *tabell 2*, s. 12). Detta förhållande kommenteras inte i IFAU-forskarnas rapport. Orsaken till det låga utfallet för arbetslöshetsvariabeln kan vara att den regionala dummys i IFAU-modellen fångar upp mycket av variationen i arbetsmarknadsläget.

I vår alternativa specifikation relateras antalet kommunala jobb respektive antalet övriga jobb till befolkningen i åldern 16-64 år inom det lokala arbetsmarknadsområdet före respektive efter reformen. Större städer med omgivande inpendlingsområden behandlas som en arbetsmarknad.

Enligt *tabell 10* har tillgången på kommunala jobb på den lokala arbetsmarknaden betydelse för sannolikheten att finna jobb i hela undersökningsgruppen. För varje procents ökning av andelen kommunjobb i förhållande till befolkningen i aktiv ålder stiger sannolikheten att finna jobb med 0,15 procent. Det innebär en dubbelt så hög elasticitet som IFAU-forskarnas koefficient för den totala arbetslösheten i kommunen ger men vår elasticitet är inte heller av imponerade storlek. Antalet övriga jobb i relation till befolk-

¹⁰ Åberg (2000) har utvecklat en modell som gör det möjligt att pröva sökteorin mot andra teoriansatser. Han finner i sin studie att chansen för en arbetslös (perioden 1996-1998) att få jobb mest hänger samman med den arbetslöses kvalifikationer, möjligheten att återgå till tidigare arbetsgivare och det lokala arbetsmarknadsläget och inte med sökbeteende eller reservationslön.

¹¹ Åberg (2000), "...unemployment duration when unemployment is high can best be understood as a selection process rather than a search process."

Tabell 10. Estimat i standardmodellen i jämförelse med modell med alternativ specifikation av det lokala arbetsmarknadsläget.

	Standardmodell		Med arbetsmarknad	
	Koefficient	Standardfel	Koefficient	Standardfel
Efterperioden (D^{96})	- .195	(.042)	- .202	(.047)
Experimentgrupp T1 (D^{T1})	- .238	(.029)	- .241	(.032)
Experimentgrupp T2 (D^{T2})	- .010	(.040)	- .037	(.044)
Reformeffekt ($DPOL$)	+ .130	(.052)	+ .162	(.058)
Kön	- .305	(.023)	- .290	(.025)
Ålder	- .003	(.001)	- .003	(.001)
Kommunala jobb			+ .031	(.006)
Övriga jobb			- .001	(.003)

ningen i aktiv ålder på den lokala arbetsmarknaden verkar inte spela någon roll för chansen att få ett jobb för de arbetslösa. Detta gäller trots att vi inte har någon regional dummy som kan tänkas suga åt sig effekten.

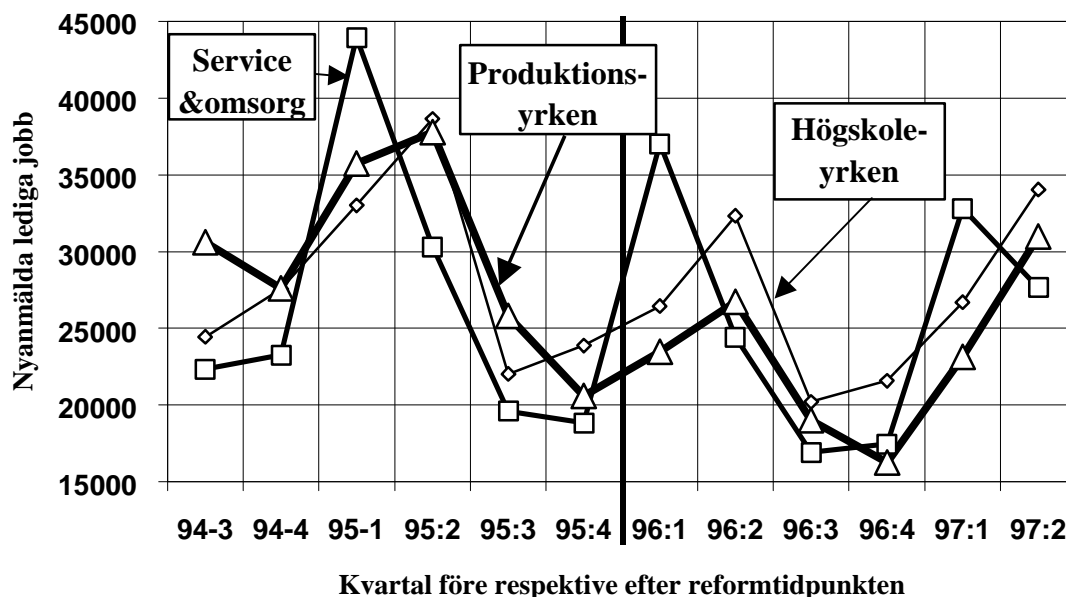
Viktigt är dock att den mera relevanta specifikationen av arbetsmarknadsläget påtagligt påverkar modellens funktionssätt. Särskilt noterbart är att koefficienten för $DPOL$ ökar så tydligt med fortsatt hög signifikans – men återigen till en nivå som inte är riktigt trovärdig. Tolkningen i IFAU-rapportens referensram skulle vara att övergångarna till arbete ökade med hela 16 procent när ersättningsgraden sänktes. Den implicerade elasticiteten är så hög som 2,6!

IFAU:s specifikation – kvartalsvis förändring i arbetslöshetsnivån i bostadskommunen – gav obetydlig effekt. Vår alternativa specifikation – antalet jobb i relation till befolkningen i lokala arbetsmarknadsområden under före- respektive efterperioden – gav inte särskilt mycket högre effekt i sig men höjde koefficienterna för övriga variabler i modellen.

Från AMS inhämtade vi data för ytterligare en alternativ specifikation som, med sin mera precisa relevans, borde ge bättre samband. Vi kunde nämligen få antalet nyanmällda lediga platser månadsvis på kommunnivå för hela undersökningsperioden¹². Denna specifikation av det lokala arbetsmarknadsläget gav på intet sätt något lyft till modellen. Koefficienten för nyanmällda lediga jobb blev inte ens statistiskt säkerställd och $DPOL$ och övriga koefficienter förändrades mycket lite. Detta synnerligen förbryllande resultat föranledde ett mindre delprojekt för att få förklaringar till varför antalet nyanmällda lediga jobb inte uppvisade något samband med antalet arbetslösa som fick jobb.

¹² Vi är skyldiga Inger Norén och Mona Henriksson på AMS statistikenhet stort tack för ypperlig service med data på denna och andra punkter.

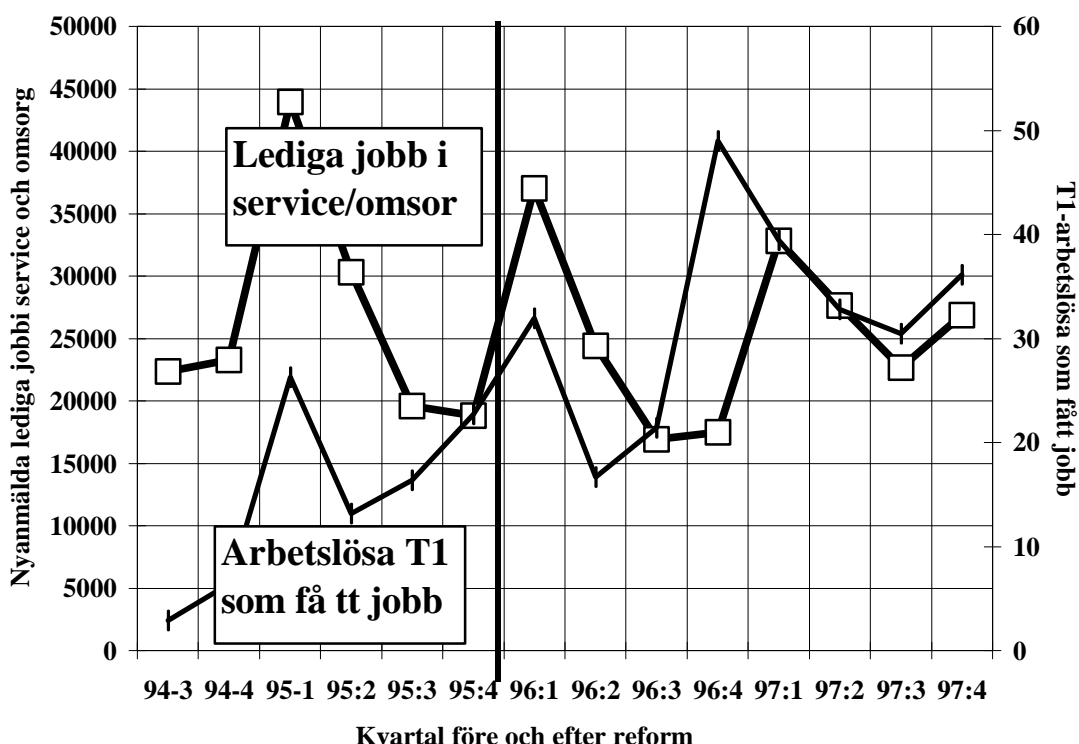
Diagram 9. Antalet nyanmälda lediga platser till arbetsförmedlingarna kvartalsvis uppdelade på tre yrkesområden före respektive efter reformens ikraftträdande den 1 januari 1996.



Det visar sig att statistiken över nyanmälda lediga platser som vi sammanställt i *diagram 9* tyder på ett säsongmässigt starkt varierat förlopp över undersökningsperioden. Där finns också tidsmässiga förskjutningar mellan de yrkesområden som kan tänkas sammanfalla med indelningen på experimentgrupp T1 och kontrollgruppen. Inom yrkesområdena "service och omsorg" nyanmäls lediga jobb första kvartalet respektive år medan tredje och fjärde kvartalen har mindre än hälften så många nyanmälda lediga jobb. Jobben som kräver högskoleutbildning och jobben inom "produktion" ledigförklaras mest i andra kvartalet.

Denna extrema variabilitet kan skapa problem när den beroende variabeln i modellen är den *varaktighetsbestämda* sannolikheten (hasarden) att övergå från arbetslöshet till arbete. Man kan tänka sig att jobben i huvudsak tillsätts inom någon månad efter att de ledigförklarats. Den varaktighetsbestämda hasarden är inte nödvändigtvis särskilt korrelerad med en *kalendertidsbestämd* övergångssannolikhet till jobb som skulle fånga sambandet med tillgången på jobb bättre. En "kalendertidsbestämd" övergångssannolikhet får man genom att för varje kalenderkvartal, beräkna andelen av stocken + nytilkomna arbetslösa som övergår till arbete.

Diagram 10. Kvartalsvis nyanmälda lediga jobb inom service och omsorg jämfört med andelen arbetslösa i T1-gruppen som fått jobb.



Enligt *diagram 10* sammanfaller kurvan över nyanmälda lediga jobb i service och omsorg kvartalsvis på ett ganska tydligt sätt med kurvan över andelen av T1-gruppen som fått jobb motsvarande kvartal. Fullständig bevisning skulle dock kräva att "ögonmåttsekonometrin" baserad på diagrammet kompletteras med en modell med en kalendertidsberoende "hasard" som beroende variabel och varaktighet som en av de oberoende variablerna.

Att utveckla och testa en sådan modell är dock ett eget forskningsprojekt som inte ryms inom ramen för denna reanalys av IFAU-undersökningen. Vi får lämna problemet med att varaktighetsbestämda hasardmodeller inte tycks kunna fånga något samband mellan tillgången på jobb och chansen för arbetslösa att få jobb.

5. Modell med uppdelning av reformeffekten

I redovisningen med tabeller och diagram framgick att T2-gruppen – med den mindre sänkningen av ersättningsgraden – inte uppvisade någon "reformeffekt". I *tabell 11* redovisas en modell med *DPOL*-variabeln uppdelad upp så att vi får separata estimat för den stora T1-gruppen och den mindre T2-gruppen. Reformeffektkoefficienten för T1-gruppen

$DPOL^{T1}$ är praktiskt taget densamma med samma signifikans som $DPOL$ i standardmodellen. T2-gruppen visar sig däremot inte alls bidra till reformeffekten. Koefficienten för reformeffekten på T2 gruppen är inte signifikant och har ”fel” tecken, vilket är konsistent med redovisningen i diagrammen tidigare och att dos-effekt relationen inte är monotont linjär.

Tabell 11. Estimat i standardmodellen respektive i modell med separata effekter på T2gruppen och T1-gruppen av sänkningen av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen.

	Standardmodellen:		Separata effekter:	
	Koefficient	Standardfel	Koefficient	Standardfel
Efterperioden (D^{96})	- .195	.041	- .192	.042
Experimentgrupp T1 (D^{T1})	- .238	.029	- .238	.029
Experimentgrupp T2 (D^{T2})	- .010	.040	- .002	.040
Reformeffekt ($DPOL$)	+ .130	.052		
Reformeffekt ($DPOL^{T1}$)			+ .133	.052
Reformeffekt ($DPOL^{T2}$)			- .139	.225
Kön	- .305	.023	- .305	.022
Ålder	- .003	.001	- .003	.001

Frågan är viken vikt man skall fästa vid den höga men inte signifikanta koefficienten för $DPOL^{T2}$. I en statistisk mening är punktestimatet inte skilt från noll varför tolkningen i effekttermer inte är så dramatisk. ”Reformeffekten” är inte monoton och linjär utan det finns en tröskel för att effekten skall uppkomma. Om dos/effektrelationen däremot är ”krökt” så att effekten är negativ vid låg dos och positiv vid en något högre dos bör man nog förutsätta någon fedspecifikation i modellen.

Detta resonemang om dos/effektrelationen föranleds av att vi tidigare kunnat konstatera att vissa modellspecifikationer ger $DPOL$ -koefficienter som implicerar elasticiteter som inte är helt trovärdiga. Den aspekten får väsentligt ökad tyngd i nästa modellspecifikation.

6. Modellen separat för män och kvinnor

IFAU-forskarna noterar att kvinnor har mycket lägre övergång till arbete än män i deras undersökning till skillnad från i andra tidigare undersökningar. Detta har föranlett dem att skatta modellerna separat för män och kvinnor. De rapporterar generellt lägre precision i estimaten och att reformeffekten inte skiljer sig signifikant mellan de två grupperna. Inga siffror redovisas emellertid i deras rapport. Jämförelse med våra estimat i *tabell 12* kan därför inte göras.

I vår modell får vi dramatiskt olika utfall när samma modell estimeras separat för män och kvinnor. Koefficienten för "reformeffekten" *DPOL* är inte signifikant för män medan den är så hög bland kvinnor att den verkligen inte är trovärdig. Bland kvinnorna i experimentgrupperna skulle övergångarna till arbete öka med hela 42 procent i jämförelse med kontrollgruppens kvinnor.

Tabell 12. Estimat med arbetsmarknadsläge i modellen för alla respektive med uppdelning på män och kvinnor.

	Standardmodell	Män	Kvinnor
Efterperioden (D^{96})	- .223 (047)	- .136 (051)	- .472 (122)
T1-gruppen (D^{T1})	- .376 (030)	- .313 (037)	- .052 (075)
T2-gruppen (D^{T2})	- .063 (044)	- .031 (049)	+ .009 (107)
Reformeffekt (<i>DPOL</i>)	+ .173 (058)	+ .101 (075)	+ .424 (129)
Ålder 30-42 år	- .070 (026)	- .067 (036)	- .060 (037)
Ålder 43-54 år	- .042 (034)	- .167 (043)	+ .139 (053)
Kommunala jobb	+ .032 (006)	+ .025 (007)	+ .038 (009)
Övriga jobb	- .002 (003)	- .007 (004)	+ .007 (004)

Den höga koefficienten .424 för *DPOL* är klart signifikant - men knappast trovärdig. Den elasticitet som impliceras beräknas till 6,8!

7. Den anticipatoriska effekten

IFAU-forskarna belägger den anticipatoriska effekten genom att successivt tidigarelägga reformtidpunkten en 4-veckorsperiod i taget och beräkna koefficienten för *DPOL*.

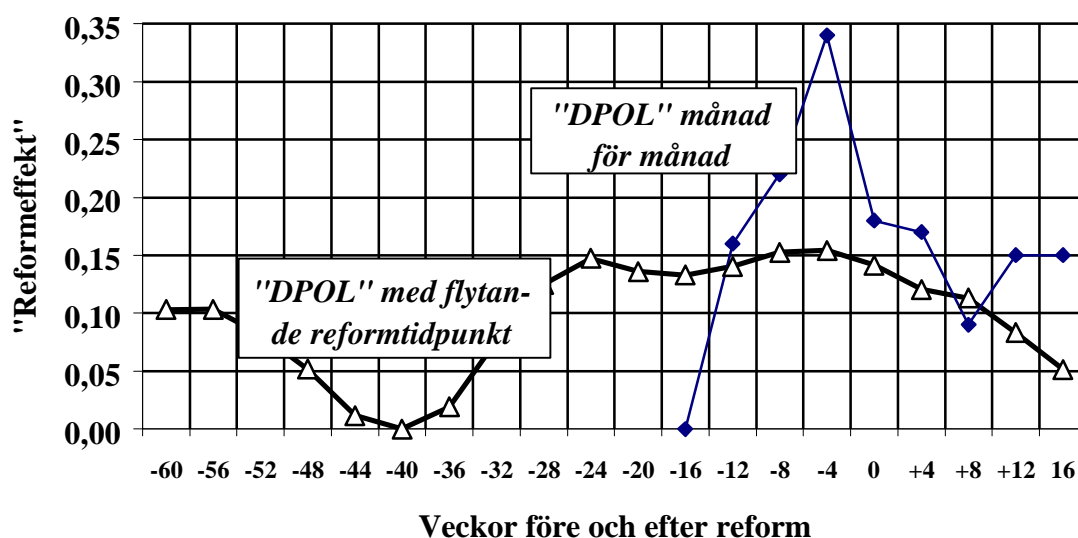
Den resulterande kurvan för *DPOL* beter sig såsom deras teori förutser. Tolkningen att kurvan belägger de anticipatoriska beteendeförändringarna bjuder dock på flera problem. Tidigareläggningen av reformtidpunkten innebär ju att man så att säga tar med sig *DPOL*-effekten från hela efterperioden som börjar 1 januari 1996. Om den tunnas ut successivt kommer kurvan att falla allteftersom man tidigarelägger reformtidpunkten. Om förklaringen vore så enkel skulle det inte finnas någon anticipationseffekt utan bara en feltolkning av kurvan i *diagram 1*.

Såsom framgår av vår tidigare presentation *idiagram 1* kan dock detta inte vara hela historien. Koefficienten för *DPOL* verkar faktiskt vara *högre* när reformtidpunkten förläggs till den 1 december 1995 än när den förläggs till den 1 januari 1996. Detta är mycket tydligt i kurvan från vår modell i

diagram 1 men också i kurvan från IFAUmodellen finns en antydning i den utjämnade kurvan. I vår kurva fortsätter *DPOL* att vara hög och signifikant och når en ny topp 24 veckor före den faktiska reformtidpunkten. Någon motsvarighet till denna topp finns inte i diagrammet i IFAU-rapporten. Innebörden av båda kurvorna är dock att det finns en "reformeffekt" i andra halvan av 1995 som inte bara kommer från efterperioden.

I diagram 11 finns samma serie som i diagram 1 med en annan skala men här är serien också förlängd som om reformtidpunkten vore flyttad framåt i tiden. "Reformeffekten" mätt som *skillnaden i förändring* mellan T1-gruppen och kontrollgruppen finns bara under det första kvartalet efter reformens ikraftträdande! Och hela kurvan tyder på att den s k reformeffekten fanns mera långvarigt och uthålligt före reformens ikraftträdande.

Diagram 11. Estimatet för *DPOL* när "reformtidpunkten" *D96* successivt tidigareläggs respektive senareläggs, glidande medelvärden över tre 4-veckorsperioder.



I diagram 11 finns också en mycket spetsigare kurva inlagd. Den representerar en modell med olika *DPOL*- och *efterperiod*-parametrar för olika månader i stället för en *DPOL*-parameter för månaderna före respektive efter en vald reformtidpunkt.

De två sätten att parametrisera effekten ger olika bilder. Gemensamt för båda är att koefficienten för *DPOL* är signifikant under en begränsad tid och på båda sidor om reformtidpunkten. Den nya varianten med flera dummys tyder på att koefficienten för *DPOL* drivs mycket koncentrerat från fjärde kvartalet 1995 med en topp för december.

Tolkningen av koefficienten som anteciperad reformeffekt blir emellertid logiskt omöjlig när den också kan visa sig så utsträckt i tiden.

Om beteendeförändringen inträffar så långt före reformen som åtta månader borde den rent logiskt inte därutöver kunna uppmätas som en förändring som inträffar under efterperioden! Den anteciperande beteendeförändringen borde göra det omöjligt att uppmäta någon reformeffekt om inte reformeffekten i själva verket är mycket större än den faktiskt uppmätta effekten!

Innebörden av denna logiska motsägelse måste i själva verket vara att *DPOL*-koefficienten fångar upp samband som inte har med reformen att göra. *DPOL* har då karaktär av skensamband. Det svåra är att belägga vad *DPOL*-koefficienten faktiskt fångar upp om det nu inte är en förändrad övergångsfrekvens från arbetslöshet till arbete. Det är nu vi kommer tillbaka till fenomenet i *tabell 9* att det tekniska samband som tolkats som reformeffekten "flyter tillbaka" från *DPOL* till de variabler som ingår interaktivt i *DPOL*.

Vår första slutsats av modellutfallet i *Tabell 9* var att koefficienten för *DPOL* drivs av tillgången på jobb på den mera marginella arbetsmarknaden som finns för lägre avlönade kvinnor i experimentgruppen. Sådana jobb finns i mycket mindre utsträckning för de högre avlönade i kontrollgruppen, som också nästan enbart består av män.

När vi testade denna slutsats genom att estimerar en modell i vilken vi som övergång till arbete enbart räknade tillfällig timanställning (avorskod 2) och den heterogena "annat"-kategorin (avorskod 11) utföll *DPOL* med låg och icke-signifikant koefficient! Detta resultat föranledde oss att estimerar separata modeller för var och en av de fem avregistreringsorsaker ("avors") som IFAU-forskarna lagt samman till övergång till arbete. *Ingen av de fem modellerna i tabell 13 utföll med statistiskt signifikant koefficient för DPOL som också byter tecken!*

Resultatet kan te sig förbryllande. Det finns ingen reformeffekt för någon av de fem övergångskategorierna men när de fem läggs samman i en modell utfaller *DPOL* med signifikant koefficient. Summan av delarna ger ett resultat som inte finns i någon av de ingående delarna!

Tabell 13. DPOL-koefficienten i separata modeller för var och en av avregistreringsorsakerna som ingår i IFAU-forskarnas "övergång till arbete".

Avors kod	Typ av övergång	DPOL	Standardfel	Antal övergångar
1	Övergång till reguljärt arbete	-.013	.092	3 357
3	Återgång till tidigare arbetsgivare	-.225	.208	711
6	Övergång till arbete – okänt vilket	+.259	.166	814
2	Övergång till tillfällig timanställning	+.060	.159	826
11	Övergång till annat (deltidsarbetslös, tillfälligt arbete, lönebidragsanställd, offentligt skyddat arbete)	-.024	.086	3 720

Hur är ett sådant resultat möjligt? Antalet övergångar är i ett par fall så stort att förklaringen till utfallet inte kan ha enbart med små tal att göra. Att små tal inte är förklaringen framgår också av att andra koefficienter i modellerna är signifikanta i flera fall enligt sammanställningen i *tabell 14*.

Tabell 14. Koefficienterna för övriga variabler i separata modeller för var och en av avregistreringsorsakerna som ingår i IFAU-forskarnas "övergång till arbete".

Avors kod	Typ av övergång	Reform tidpunkt	T1-gruppen	T2-gruppen	Kön	Ålder
1	Reguljärt arbete	-.482***	-.497***	-.077	-.689***	-.003
3	Tidigare arbetsgivare	+.060	-.333***	+.050	-.754***	+.003
6	Okänt arbete	-.463***	-.131	+.336***	-1.338***	+.013***
2	Timanställning	+.180	-.116	-.232	-.523***	-.026***
11	Annat	+.148**	+.134**	+.073	+.307***	-.004**

*** 99 procents sannolikhetsnivå, ** 95 procents sannolikhetsnivå

En möjlig förklaring till paradoxen att summan ger ett annat resultat än delarna kan vara att sammanläggningen av de tydligen mycket heterogena avregistreringsorsakerna skapar ett förhållandevis robust tekniskt samband. Detta samband kan då uppenbarligen inte tolkas som ett kausalsamband. När de fem övergångstyperna sammanläggs i en modell tillåts inte de varierande men ofta starka samband som framkommer mellan de separata typerna av övergång och standardvariablerna i modellen. (Jämför t ex koefficienterna för övergång till "reguljärt arbete" med motsvarande koefficienter för övergång till "annat" i tabell 14.)

Slutsatsen torde vara att den statistiskt signifikanta koefficienten för DPOL i den sammanlagda modellen är ett skensamband som inte kan tolkas som reformeffekt.

Diskussion

De viktigaste resultaten i vår reanalys är att den "reformeffekt" som IFAU-forskarna funnit sannolikt bygger på ett skensamband, dvs ett samband som inte kan tolkas kausalt. Vägen till denna slutsats har dock varit lång. Längs vägen till resultatet att reformeffekten är noll i alla de fem avregistreringskategorier som forskarna sammanför till "övergång till arbete" har funnits ett antal viktiga delfynd som alla har med dos/effektrelationen att göra.

Vi fann ingen "reformeffekt" för T2-gruppen som fick en varierande men mindre sänkning av ersättningsgraden än T1-gruppen. Vi kunde inte ens utesluta att effekten går i den andra riktningen när "dosen" är under fem procentenheter, dvs 2,5 procentenheter som den i genomsnitt var för T2-gruppen.

I T1-gruppen fick alla sänkningen med fem procentenheter fullt ut. Men fastän alla fick samma sänkning så varierade "effekten" högst avsevärt mellan olika grupper. Vid samma "dos" blev "effekten" för män inte statistiskt säkerställd. För kvinnor blev "effekten" statistiskt säkerställd men den implicerade elasticiteten väl hög. Vidare verkade inte beteendet (via sökintensiteten och/eller reservationslönen) påverkas när det gäller reguljära jobb varken bland män eller bland kvinnor.

Sådana variationer i dos/effekt relationen är inte förenliga med någon enkel kausal tolkning av funna tekniska samband. Dock kan man inte klart *förkasta* en kausal tolkning om man bara funnit att dos/effekt relationen inte är monotont linjär. Den kausala tolkningen blir dock allt mindre sannolik i takt med att man måste finna förklaringar (ad hoc teori) till de allt fler variationerna i dos/effekt relationen mellan olika grupper.

IFAU-forskarna finner att DPOL-koefficienten uppträder med klar statistisk signifikans när andra reformtidpunkter än den verkliga simuleras. Deras tolkning av detta resultat som "antecipatorisk beteendeanpassning" får anses djärv men ologisk. I vår modell blir detta resultat på olika sätt ytterligare accentuerat. Slutsatsen måste i stället bli att DPOL-koefficienten fångar någon typ av skensamband.

Vi har till slut kunnat visa hur ett skensamband uppkommer. Skensambandet avslöjar sig i sak när måltillståndet *i arbete* visat sig vara överraskande heterogent. Det finns ingen reformeffekt i någon av de ingående underkategorierna av övergång till arbete. Någon reformeffekt kan saklogiskt inte uppkomma genom att de ingående underkategorierna läggs samman. Skensambandet uppkommer på rent teknisk väg genom att fördelningarna avseende de skilda utfallen är så olika.

Reformens utformning med sänkt ersättningsgrad och oförändrat "tak" approximerar nämligen inte en experimentsituation i tillräcklig grad för att en ansats med experiment- och kontrollgrupp skall vara tillämpbar. Skillnaderna i demografisk och socioekonomisk sammansättning mellan experimentgrupp och kontrollgrupp visar sig vara för stora. När en sådan ansats ändå tillämpas är riskerna för felaktiga slutsatser särskilt stora. I detta fall har det inte hjälpt att forskarna sökt neutralisera avvikelserna från ett äkta experiment med avancerad statistisk metodik. Den kvarstående skillnaden mellan experimentgruppen T1 och kontrollgruppen kan ses som en tydlig varningssignal om att experimentvillkoren för slutsatsdragning inte är uppfyllda. I reanalysen fann vi inte oväntat tydliga indikationer på att experimentgrupp och kontrollgrupp står inför olika arbetsmarknader och dessutom beter sig olika när de blir arbetslösa.

Referenser

- Angrist, J. & A. Krueger (1999), "Empirical Strategies in Labour Economics" i Ashenfelter, O. & D. Card (eds) *Handbook of Labour Economics*, Vol 3A, North-Holland.
- Blossfeld, H-P. & G. Rohwer (1995), *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal Analysis*. LEA Publishers Mahwah, New Jersey.
- Carling, K., Edin, P-A, Harkman A. & B. Holmlund (1996) "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labour Market Programs in Sweden." *Journal of Public Economics* 59
- Carling, K., Holmlund, B. & A. Vejsiu (1999). "Do benefit cuts boost job findings? Swedish evidence from the 1990s." IFAU Working paper 1999:8, Uppsala.
- Cox, D.R. & E.J. Snell (1968), "A general definition of residuals." *Journal of the Royal Statistical Society*, B 30, 248-275
- Harkman, A. (1997) "Arbetslöshetsersättning och arbetslöshetstid – vilken effekt hade sänkningen från 90 till 80 procents ersättningsnivå?" i Ura 1997:1. Arbetsmarknadsstyrelsen, Stockholm.
- Johansson, S., Lundborg, P. och Johnny Zetterberg (1999), "Massarbetslöshetens karaktär och vägarna till full sysselsättning". Andra reviderade upplagan. FIEF, Stockholm.
- Layard, R., Nickell, S. & R. Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
- Moreau, T., O'Quigley & M. Mesbah (1985), "A global goodness-of-fit statistic for the proportional hazards model." *Applied Statistics*, 34, 212-218.
- Rohwer, G. & U. Pötter (1999), "TDA User's Manual." Mimeo. Ruhr Universität Bochum.
- Åberg, R. (2000) "Equilibrium Unemployment, Search Behavior and Unemployment Persistency", antagen för publicering i *Cambridge Journal of Economics*, 2000

Appendix 1: IFAUs pressmeddelande

Pressmeddelande

Sänkt A-kassa leder till kortare arbetslöshetstider

Under 1990-talet har arbetslöshetsersättningen ändrats ett flertal gånger. I en ny IFAU-studie ("Do Benefit Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990s" av Kenneth Carling, Bertil Holmlund och Altin Vejsiu) undersöks effekterna på arbetslöshetstiderna av den sänkning av ersättningen som beslutades i juni 1995 och genomfördes den 1 januari 1996. Förändringen innebär att kompensationsgraden sänktes från 80 till 75 procent för personer vars ersättning låg under taket i försäkringen, dvs den maximala dagpenningen. Taket förblev oförändrat, vilket innebär att ersättningen inte ändrades för många arbetslösa.

I undersökningen studeras hur övergångarna från arbetslöshet till arbete utvecklades för personer som fick sänkt ersättning i förhållande till personer som inte fick någon sänkning. Data från perioden 1994-1997 har utnyttjats. Resultaten visar att övergångarna till arbete *ökade* för personer som fick sänkt ersättning (i förhållande till personer som hade oförändrad ersättning). Arbetslöshetstiderna minskade således bland de grupper vars ersättning reducerades från 80 till 75 procent.

Effekten är starkare än vad man funnit i många andra studier. Sannolikheten att få arbete ökade med ca 10 procent för dem som drabbades av sänkningen. Effekten är särskilt stark för yngre personer (under 25 år).

Rapporten kan inte finna något stöd för att benägenheten att lämna arbetskraften påverkades av sänkningen av ersättningsnivån. Inte heller finner man några skillnader mellan män och kvinnor vad gäller effekterna av sänkningen.]